



TITLE:

文化と自己システム : 幸福感と自己
知覚における検討(Dissertation_全
文)

AUTHOR(S):

内田, 由紀子

CITATION:

内田, 由紀子. 文化と自己システム : 幸福感と自己知覚における検討. 京都大学, 2003, 博士(人間・環境学)

ISSUE DATE:

2003-03-24

URL:

<https://doi.org/10.14989/doctor.k10314>

RIGHT:

文化と自己システム

— 幸福感と自己知覚における検討 —

内田 由紀子

博士学位申請論文

文化と自己システム
—幸福感と自己知覚における検討—

2003 年 2 月

内田 由紀子

京都大学大学院人間・環境学研究科
人間・環境学専攻 環境情報認知論講座
言語機能論 北山研究室

目次

序	1
第1部 文化心理学研究の理論と方法	3
第1章 文化と自己	4
第2章 文化心理学の方法論	13
第2部 幸福感 —情緒的サポートの役割の検討—	17
第1章 文化と幸福感—理論的枠組みと実証研究のレビュー	20
第2章 実証研究 幸福感の文化多様性—主観的判断と間主観的状态—	35
第1節 問題と仮説	35
第2節 幸福感の相関関係（研究1）	37
第3節 交換された情緒的サポートの共有理解（研究2—1, 2—2）	42
第4節 第2章の総合考察	55
第3部 自己評価	58
第1章 洋の東西における明示・暗黙の自己評価	61
第1節 明示的自己評価	61
第2節 暗黙の自己評価	67
第3節 本研究の課題：明示的自己批判と暗黙の自己愛着の共存システム	71
第2章 実証研究 文化と暗黙の自己評価—日本・アメリカ・フィリピンにおけるネームレター効果の検証—（研究3）	74

第3章 実証研究 日本文化における暗黙の自己愛着—ネームレター効果 と思いやり傾向の関係—（研究4－1から4－4）	85
第4章 実証研究 明示的自己批判と暗黙の自己愛着—日米における自己・ 友人評価の検討—	92
第1節 問題と仮説	92
第2節 相互協調的關係性における自己評価（研究5）	94
第3節 關係性が存在しない状態での自己評価（研究6）	100
第4節 第4章の総合考察	103
第4部 結論	106
付録 思いやり尺度の作成と妥当性の検討	111
引用文献	124
要旨	142
論文目録	143
謝辞	146

序

本論文の目的は、「人の心の働きは社会・文化に参加することを通じて形作られる」という文化心理学の理論的枠組みに準拠し、文化に適応する結果として獲得される心理メカニズムの解明を行うことである。この際特に、精神健康・自己知覚と文化の関係に着目した実証研究を行い、感情・他者認知・自己認知などの心理プロセスが文化を基盤として形成されている様を多角的に検討する。

まず第1部で、本論文が理論的依拠とする文化心理学の理論と、その実証研究の方法について概観する。特に、文化と心との関係を検証する際に、「個人主義—集団主義」など、高次の比較文化的概念に対する意識的判断を用いることの危険性を指摘し、それぞれの文化内で見られるオンラインの行動傾向や、文化内の意味要素の連合を調べることの重要性について述べる。

第2部では、対人関係の性質と幸福感との関わりについて検証する。第1章ではこれまでの実証研究から得られている知見を分析し、欧米における幸福感は（1）自己の内的望ましさの最大化によって定義され、（2）幸福感へと高く動機づけられ、（3）個人内の価値である「自尊心」によって強く予測されることが明らかになっているが、これに対して東洋における幸福感は（1）関係内要素の平衡化によって定義づけられ、（2）幸福感への動機付けは相対的に低く、（3）対人関係の中での結びつきを感じるによって得られることが示されている、という考察を行う。そして第2章で、日本においてはアメリカよりも、他者からの思いやりや情緒的サポートの受け取りといった相互協調的対人関係の知覚が重要な要素となっており、そこから幸福感が得られているという仮説を比較文化的に検討した実証研究をあげる。さらには、このような情緒的サポートの授受の知覚が、日本においては友人間で共有されているという証拠を提示し、日本において幸福感に必要とされる関係性の知覚は、間主観的であるという理論的知見について述べる。

第2部で対人関係の性質や幸福感の文化的差異が示されたことから、第3部においてはそこから形成される自己の性質や自己認知の文化差について考察する。その際、特に暗黙・明示のレベルでの自己評価に着目する。まず第1章で、アメリカの文化的状況においては常に自己が肯定的に評価されるのに対して、日本の文化的状況においては自己を直接の評価対象とするような「明示的」指標では自己批判的な傾向が、自己を直接の評価対象としない「暗黙の」指標では肯定的自己評価が見られるという知見をレビューする。そして、第2章から第4章までの実証研究を通じて、明示的自己評価はアメリカでアジアより高いが、暗黙の自己評価に関してはアジアでもアメリカと同程度に肯定的であること、そして双方の自己評価プロセスが対人関係との関わりを基盤として形成されているため、日本における一見矛盾する二つの自己評価は相互協調的社会関係の枠組みから考察した場合には共存可能であることを検討する。

第4部では、本論文で示された知見を統合し、自己システムと文化がいかなる関係を持つのかについての考察を加え、今後の展望を述べる。

なお、付録において、第2部、第3部での実証研究で用いられる「思いやり尺度」の作成過程と、日本文化における思いやりの重要性についてまとめた実証研究を掲載する。

第1部 文化心理学研究の理論と方法

第1部では、心理プロセスの解明において文化との関わりからの検討が必要であることを提唱する、文化心理学の理論的枠組みについて述べる。第1章では文化心理学の基本的概念を概観した後、文化と自己をどのように定義すべきかという問題について考察する。そして、文化と自己の双方を「システム」として捉えることの重要性を述べる。

第2章では、このような理論を実証する研究はどのような方法論のもとになされるべきかについて論じる。特に、文化の高次の概念に基づいて作成された尺度（集団主義・個人主義尺度など）を比較文化研究に用いることの危険性を指摘し、オンラインでの行動指標・認知指標・暗黙の指標・文化的プライミングによる研究の有効性を述べる。

第1章 文化と自己

--自己は主として人の存在を「定位づけるシステム」としての機能を果たしている。つまり、自己の機能によって、空間—時間的世界（認識世界）と、場—時間的世界（文化的・意味的世界）の双方の中での参照と方向付けが可能になっているのである。（C. Benson, *The cultural psychology of self: Place, morality and art in human worlds*, 2000, p4）

文化心理学と自己システム —文化心理学的考察—

近代的な社会科学が生まれる以前から人は「心とは何か」「自己とは何か」と問い続けてきた。それは宗教・哲学・素朴理論と形は違えども、いずれも自らを含めた周囲の人への洞察・観察に大きく依拠していた。しかし異文化との交流・接触の機会が一般的には少なかったこと、たとえあったとしても異文化をプロトタイプ的に記述することに陥りがちであったことから、「文化と人」の関係についての巨視的視点はほぼみられなかった。

近代になって西洋で興った「文化人類学」は、それまで自分と周囲への観察に限られていた（ゆえに「文化」を取り上げることのなかった）人間学に、異文化に対する観察を加えた。しかしながら、それ以前の単一論的人間観は払拭されえなかったがゆえに、心の文化差を説明する際には、表層的には異なっている中核の部分は同じであるとする「普遍主義（universalism）」と、自文化での人間観と異文化での人間観との違いを進化論とリンクさせて、異なった文化も発展すればいずれは自分たちと同様になるはずであると説明づける「進化主義（evolutionalism）」が主な理論的立場となっていた（Shweder & Bourne, 1984）。これらはいずれも文化と心の問題に「普遍的法則の追究」によって答えようとするものである。そして、人の思考様式や認識形態、思考はすべて、人の心の内部に存在する中核的情報処理プロセスによって生起するものであり、文化や社会は外部刺激、さらに言えば「ノイズ」としてそれらのプロセスを統制したり変容させたりするものに過ぎない

と考えられてきた。

このような流れの中で、これまで一般心理学がノイズとしてきた文化という「意味」の集合と人の関係性を捉え直し、人間の存在の相対性、そして「客観的に存在している」と考えられてきた世界さえ、人とのインタラクションなしには存在しえないという前提からスタートしようとするのが「文化心理学」である (e.g., Bruner, 1990, 1996; Fiske, Kitayama, Markus, & Nisbett, 1998; 北山, 1998; Kitayama & Markus, 1999; Markus & Kitayama, 1991b; Shweder & Sullivan, 1993; Triandis, 1989, 1995)。たとえば Bruner (1996) は文化の中の「意味」(文化的な状況ともいえる)こそが人間の行為を説明するものであり、意味 (meaning) と行為 (action) を個々に分析することはできないという見識から、文化に住む人の行動・認知・感情を文化的意味と連動させて解釈することの必要性を提言している。また、北山らは「文化と自己の相互構成理論」を提唱し、非二元論的な文化と自己のあり方についての理論化を行っている (e.g., 北山, 1998; 北山・唐澤, 1995; Markus & Kitayama, 1991b)。そこでは政治・経済体制・価値規範・宗教・親の養育方法・言語・習慣など、人が参加している当該の文化慣習や集合的な意味体系に反応し、その文脈の中で行動することを通じて、思考・感情・動機づけなどの心理プロセスが作り出されることが論じられている。そしていったんこのような心理プロセスが作り上げられると、個人はそこにある意味慣習を実際に行うことによって文化慣習の維持や変容に能動的に関わっていくという、「文化と心の相互構成過程」(北山, 1998)が提唱されている。この理論的立場から考察すれば、文化によって自己のシステムが多様であることは自明であり、この多様性こそが自己の本質であると考えられる。

ここでいう「文化」とは、北山 (1998) の定義によれば、社会の歴史を通じて築かれた慣習および公の意味構造・日常的現実であり、文化による心の多様性は、空間的差異に加えて、歴史的な変容などの進化的・時間的差異にも存在する。そしてそれはアメリカ、日本といった国家・民族などの大きな枠組みだけではなく、地域や家庭などの、歴史的に積み重ねられてきた背景を共有する集団全てに適用することができるとされる (北山・宮本, 2000)。

このような視点は社会科学の歴史の中で全く置き去りにされてきたわけではなく、実は

古くから心を考える際に文化を考慮に入れることの必然性は指摘されていた。例えば、G. H. Mead (1934) は、「自己」は社会的産物であるとし、自己形成と社会関係を切り放して分析することが不可能であることを論じている。またマックス・ヴェーバー (1920; 大塚訳, 1989) は「プロテスタンティズムの倫理と資本主義の精神」の中で、宗教的道德感や倫理観とそこに生きる個人のあり方の密接な関係を描き出している。

最近では、情報処理機構や認知プロセスなどは文化や社会環境と相互作用を繰り返して形成されているものであり、環境に存在する手がかりを有効に活用し、相互作用過程全体で有機的な情報処理を行っていることも示されてきている (e.g., アフォーダンス理論; Gibson, 1979)。

文化心理学の目的

文化心理学の目的は、単なる文化差の列挙を超えて、人間の心と社会・文化の相互構成プロセスを実証的・理論的検討によって明らかにしようということである。その際の研究戦略の一つとして、歴史的背景が最大限に異なっている地域・集団間の比較を行うことの有効性が示唆されている (北山・宮本, 2000)。たとえば日米比較や東洋・西洋の比較研究がこれにあたる。もちろん、日本や中国をひと括りにして「東洋」と位置付けることには問題が多くあるため、その解釈には常に注意が必要である。また、この戦略が、単に世界を二分してその違いを列記することを目的とするものではないことも念頭に置かねばならない。しかし、共通する要素の多い集団間を比較する場合には、何がその差異を生み出しているのかを検討するのは困難なのに対して、歴史的背景が最大限に異なる領域を比較することは、心理プロセスの差異と、それを可能にしている文化の要素の関係を、かなりの部分において明らかにしうるであろう。もちろん、今後はそれぞれの文化による特徴や、日本国内での地域差を検討することの必要性が高まっていくと考えられるが、多くの部分が解明されていない現段階の文化心理学においては、西洋と東洋の比較は非常に有効な手段といえるであろう。以下に述べる自己観の文化的差異も、このような戦略によって明らかにされたことの一つである。

相互協調的自己観と相互独立的自己観

上記のような「心理プロセス」と「文化」の相互構成過程を前提として、Markus and Kitayama (1991b) は特に日米の文化差に着目し、当該の文化の中にある人一般に対する理解のモデルである「文化的自己観」についての理論化を行っている。彼らの主張は（１）自己観は文化の中で形成されるものであり、（２）それらの自己観が認知、感情、動機づけのプロセスに影響を与える、という２段階にわたっており、それゆえに認知や感情、動機づけはそれぞれの文化を反映して発現する、という見識を与えている。

Markus and Kitayama (1991b)によると、北米の中流階級では「相互独立的自己観」が、日本では「相互協調的自己観」が優勢であるとされる（北山, 1998; 北山・唐澤, 1995; Markus & Kitayama, 1991b）。アメリカをはじめとする西洋で優勢な「相互独立的自己観」とは、（１）人は他者や周囲の状況から区別された属性（能力・性格など）によって定義される主体性を持った実体であり、（２）その行動の原因となるのはその人の内部にある属性そのものであり、（３）対人関係は互いの向社会的利得行動と周囲へのコントロールによって築かれているというモデルである。このような自己観においては、個人は高い自尊心を持った主体で、それを外界へのコントロールなどによって表現するものであるという前提がある。よって自己が社会的に適応するためには、自らの中に望ましい属性を見だし、「誇り」を持ってそれを表現していくことが必要となるであろう。そしてこの傾向は、「誇り」の表出の結果として他者から受ける賞賛により、さらに強まっていくと考えられる（北山, 1998; Kitayama & Markus, 2000）。

これに対し、日本をはじめとする東洋文化において優勢な相互協調的自己観は、（１）人は他者や周囲の状況などと結びついた社会関係の一部であるため、その定義は状況の性質や関係性によって左右されるものであり、（２）その行動は自分が関わっている状況や他者からの反応の結果であり、（３）対人関係は周囲からの要求に互いに「合わせる」行動によって築かれている、というモデルである（Kitayama & Markus, 2000）。このような自己観においては、人は他者や周囲の状況に合わせるために自己の足りないところに注意を向け、他者と協調的に関わっていくことが必要になるであろう（北山, 1998; 北山・唐澤, 1995）。

ここで述べられているような分析は「西洋」「東洋」の違いに限らず、所与の文化に生きる人がそれに対応した心理傾向を身につけていくという、文化と心の関係性すべてに適用されうるものでもある。

これら文化的自己観がどのようにして人の心理プロセスや文化そのものに定着していったかを考えるには、時間軸を歴史的な観点にまで広げる必要がある。例えば北米で見られる「主体的」で「独立的」な人間観は近代西洋哲学の二元論や大陸合理主義などの影響を受けたものであるといえるし、日本における周囲の人や場、そして自然と結びついた人間観は、儒教・道教などの東洋思想や仏教の「悟り」の教えに通じている。そしてこれらの思想や主義それ自体も、そもそもその文化的な地盤（風土や狩猟、農耕などの生活形態など）から立ち現れてきたものであると考えられる。つまり、風土やそれに準じた経済・生活形態も直接的、非直接的に人の心理プロセスの形成の一端を担っているといえる（Nisbett & Cohen, 1996; 和辻, 1935）。このように、歴史的・時間的な積み重ねを通じて人の心は文化の意味の中で構成されていき（Tomasello, 1999）、そしてまた個々人が文化的意味慣習にそった行動を起こすことにより、文化的な人間観や意味慣習の理解が強化・再構成されてきたと考えられよう。

システムとしての文化と自己

これらの文化的自己観のモデルにおいては、社会関係の文化的特徴と個人の持つ動機付けなどの特徴が相互に関連し、構成し合っている様子が明らかになっている。しかし文化的自己観は高次の「知識」として意識的に作りだされるのではなく、個人と社会システムが集合的に結びついて自動的・集合的にできあがっていくと考えられる（Kitayama, Markus, Matsumoto, & Norasakkunkit, 1997）。実際、これらの自己観は各人が受け入れたり反発したりする明示的価値観として存在するというよりは、文化慣習や事物に意味付けを行いスクリプトの中に反映されることによって、文化とそこに生きる人の心理プロセスの現実そのものを構成する要素となっているとされる（北山・唐澤, 1995）。つまり文化的自己観は個々人によって日常的に意識されているというよりも、無意識のレベルでの認知や感情をはじめとするオンラインの情報処理・行動様式などに深く浸透しているものであるといえよう。

たとえば「個人主義—集団主義」「相互協調—相互独立」をベースにし、尺度などを用いてその概念についての高次の判断を求める比較研究を行うものがあるが、実際には、予測通りの結果が導かれない場合があることが報告されている。たとえば Uchida, Kitayama, Mesquita, and Rayes (2001) によると、Singelis (1994) による相互独立性尺度の得点は、アメリカよりフィリピンで高い得点となっている。こういった一見すると仮説反証的な結果から、その方法論が疑われるのではなく心の文化的構成過程そのものを疑うような理論が提出されることもある(高野・櫻坂, 1998)。

これらの知見について、Kitayama (2002) は、比較文化研究において文化の抽象概念に対する態度(個人主義—集団主義もしくは相互協調—相互独立)を測定する尺度を使用することの限界と誤りを強く主張している。なぜならば、「文化的」とされる価値基準にどれだけコミットしているかどうかというのはいわば高次の抽象的判断であり、それを元に文化差を検証しようとする試みは、文化をあたかも抽象概念を中核とする「実体(entity)」としてとらえるという重大な誤りが含まれているからである、と述べられている。Kitayama (2002)は文化は尺度で測定できるような知識の集合としての実体ではなく、むしろ practice (日常的現実や行動様式)、つまり日常的現実によってボトムアップに織りなされる、変化可能なシステムや構造として捉えるべきであるとしている(D'Andrade, 2001; Kitayama, 2002)。

相互協調、相互独立という概念をまず前提とした上で、その概念への個人の認知判断を求める、つまり文化をある種の中心概念を持った、トップダウンに形成されるものとしてとらえている点が文化を実体化することの「誤り」の一つであろう。そもそも相互協調、相互独立という概念は、北山(1998)のいう「日常的な現実」のあり方(例えばコミュニケーション様式であるとか対人関係のルールであるとか)を西洋と東洋で見比べた際に浮かび上がってくる文化差を的確に表すよう包括的にラベリングされた概念であり、むしろそれはボトムアップに構成されているといえる。たとえば日本では挨拶の時に握手ではなくお辞儀をしたり、自己主張をさけるような会話がなされたり、それゆえに相手の意図を察することが必要な場面が多かったりするが、このような「日常的現実」として存在しているのが文化であり、人はそれらにより自動的なレベルで関わっていると考えられる。

これに関連した知見として、Uchida (2002) が挙げられる。Uchida (2002) においては、日本人被験者を対象に、「調和的な」「同調的な」などの相互協調性に関わる特性語と、「独立的な」「自己中心的な」などの相互独立性に関わる特性語についての望ましさを、それぞれ、明示的レベルでの判断（「これらの特性を持っていることは、どのくらい望ましいことだと思いますか？」と質問紙で直接尋ねる）と、暗黙のレベルでの判断（暗黙の連合テスト[本論文第3部、第1章第2節参照]を用いて、それぞれの特性語が「良い」という概念と「悪い」という概念のどちらと結びつきやすいかを反応時間を用いて計測する課題）において測定した。それぞれの特性語には、肯定的なもの（「調和的」「独立的」など）と、否定的なもの（「同調的な」「自己中心的な」）が同数ずつ含まれていた。結果、明示的レベルにおいては、相互協調性と相互独立性との間に望ましさの評定値の差異はなく、その特性が肯定的か否定的かという次元だけに影響されていた。つまり、日本においても「同調的な」はあまり望ましくないとされ、「独立的な」は望ましいとされていた。これに対して暗黙のレベルにおいては、相互協調的な特性は「良い」という概念と相対的に結びつきやすく、相互独立的な特性は「悪い」という概念と結びつきやすいことが明らかにされた。しかもこの効果は、それらの特性が肯定的か否定的かに関わらず見られた。つまり、暗黙のレベルにおいては、明示的には否定的な意味を持つ「同調的な」も「良い」とされ、明示的には肯定的な意味を持つ「独立的な」は「悪い」とされたのである。この結果は、文化的価値や自己観は明示的に意識され、判断されるものではなく、自動的・暗黙的レベルにおいて、どの程度「良さ」と連合しているかどうか表れるものであることを示唆している。具体的にいえば、「同調的」であることを「良いことだ」とする意識的価値観ではなく、同調的にふるまう人に対して自然に肯定的感情を感じて、その行動を「良い」という判断と連合させるような日常的行動・認知・感情の集合こそが文化をつくり出しているといえるのではなかろうか。

このように、心理傾向の文化差を検討するためには、日常的現実へのコミットの程度や、それに応じた情報処理のなされ方を取り上げていくことが妥当であろう。しかし文化を実体としてとらえてしまった場合には文化は日常的現実の連なりではなく「概念」として存在することになる。よって、その高次の概念自体についての知識やそれを反映した価値体

系をどれだけ個人が保有しているかに焦点があてられてしまう。つまりここではあたかも相互協調、相互独立などの概念が安定した要素として存在し、その概念についての要素が物のやりとりと同じように伝播し、そして個人の中に保有物として内在化されるという前提をもっていることになり、人が自動的に関わっているような日常的現実の持つ意味は無視されてしまう。また、このような理論では様々な文化の融合や変化について説明することはきわめて困難であるし、文化の中心概念に文化成員が凝集しているということになるため、文化内の分散を説明することができない。

文化を歴史的に構築され、そして現在もオンラインに変化している流動的なシステムとしてとらえるようなものの見方は、「システムのとしての自己」という見方とも深く関わっている。

たとえば Bruner (1996) は、自己を固定的な「主体」とするのではなく、文化の中にある習慣や実際の場面にオンラインに対応して形成されるシステムであると主張している。オンラインに対応するとは、文化を実体化して意識的に取り入れるのではなく、日常的現実や公の意味慣習の中で自らの行動を調整していくことを指している。

上記の Bruner の理論に依拠したうえで Benson (2000) は、自己を実体を持った「主体」ではなく locating system、つまり、私たちが住む世界（認識世界・文化）もしくは他者との関係性の中での相対的「位置づけ（定位）」を行う機能を持った「システム」であるとして定義付けている。「自我」という主体を原点とするデカルトの理論では、人間の存在が絶対的なものであるのに対し、Benson の理論では人間は世界のどこに位置づけられるかによって決まる相対的なものとされているところにその理論的特徴がある。人間を絶対的存在とする理論では、人間の中心部分（自我）は変化することのない普遍的な存在であるとするため、文化による差異や人の新しい環境への適応過程を説明することが困難であるのに対して、後者の理論においては、人が常に場のあり方に対応してオンラインに変化し、再構成されていく場適応的な存在であることについての説明を可能にしている。

以上見てきたように、文化・自己は実体・主体ではなくシステムとしてとらえることによって、1) オンラインでの文化・自己の変化可能性についてよりよく説明できる、2)

単なる相互作用論では説明し得ないような文化と自己の共進化過程や互いの傾向の適合性を、文化と自己のシステムの有機的連動による相互構成過程によって説明可能にする、という有効性が挙げられる。

第2章 文化心理学の方法論

ではこの理論を精緻化し、説得力を持った証拠を提示するためには、いかなる方法を用いて研究を行っていくべきであろうか。

文化の知識構造への認知的判断を求めるような、質問紙による比較文化研究の持つ誤謬とその解釈がもたらす危険性については先に述べたとおりである。

しかし実際には文化的価値観に対する尺度研究は数多く見られる（例えば木内, 1993, 伊藤, 1993 高田, 1995 など）。もちろん人はある種の価値体系や知識は有しており、相互独立—相互協調などの尺度への回答を行うことは「可能」である。しかしそこでなされる判断というのはあくまで高次の、抽象化された概念への判断にすぎない。そしてそのように意識的になされた判断が「文化」であるということは文化の実体化という、第1章で述べたような危険性を犯すことになる。

さらに、Heine, Lehman, Peng, & Greenholtz (2002) は尺度による判断を行う際には文化によって参照点が異なるため、文化比較は不可能となることを指摘している。つまり自分の持っている傾向について判断する際には、自分の周囲の人との相対的な評価を用いて判断を行うため、周囲の人がより相互協調的な日本においては自分を特には相互協調的であると判断しなくなる、ゆえに尺度への反応はアメリカ人より低くなってしまう可能性があることが述べられている。

では文化差の検討にはどのような方法が用いられるべきであろうか。文化と心の相互構成システムを理解するためには、文化に対する記述と洞察も重要であるが、それに加えてその洞察に立脚し、観察からは見えない部分のメカニズムを解明する実証研究も必要であろう。

Kitayama (2002) は知識に対する意識的判断ではなく、On-line での行動の測定 (Nisbett & Cohen, 1996) や情報の自動的処理過程の測定の有効性について述べている。これらの研究

は文化が知識構造ではなく、オンラインに反応や行動を形成していることを示しうる点で説得力を持つことのできる領域であろう。実際、近年では認知処理システムの文化差についての実証的証拠が多く挙げられてきている (Kitayama, Duffy, Kawamura, & Larsen, in press; Kitayama & Ishii, 2002; Masuda & Nisbett, 2001; Miyamoto & Kitayama, 2002)。たとえば Kitayama, et al. (in press) は、被験者にあるサイズの正方形の中に 1 本の線分が書かれた図を呈示した後に、別のサイズの正方形 (解答用紙) を呈示した。そして、最初に見た線分と同じ長さの線分を解答用紙の正方形に書く課題 (絶対判断課題) と、最初に見た線分と正方形の高さの比率と同じ比率になるように解答用紙の正方形に線分を書く課題 (相対判断課題) の両方を行わせた。絶対判断課題では、枠となる正方形の情報を無視して対象である線の長さのみに注目させる課題であり、相対判断課題は枠である正方形と対象である線の相対的な関係に注目させる課題である。結果、アメリカ人被験者は相対判断課題よりも絶対判断課題で正解との誤差が小さいのに対し、日本人被験者は相対判断課題での誤差の方が小さかった。Kitayama et al. (in press) はこの効果を、日本人が場依存知的覚様式を持つのに対し、アメリカ人が場独立的覚様式を持つことの証拠であるとしている。このような知見は、どのように図形が知覚されどのようにそれが再生されるかという、オンラインでの認知的行為に文化差があることを、非常に単純化された刺激を用いて示している点で重要であるといえよう。

また、同じ尺度研究でも、相互協調性など単なる一つの要素の平均値の比較ではなく、文化の特徴を示すような日常的な行動傾向 (思いやりやコントロール感など) について問うものや (内田・北山, 2001; 付録参照)、ある文化内の要素が当該の文化の中で他のどのような要素と結びついて文化のシステムを形成しているのかを検証するような相関関係の分析研究も重要であろう。

さらには、文化の持つエッセンスや状況を提示することによって、その文化のもつ性質に応じた心理反応が見られることを、プライミング法によって検証しようとする試みが近年いくつか見られる。たとえば Hong, Morris, Chiu, and Benet-Martinez (2000) などは、東洋と西洋の二つの文化が共存している香港においては、東洋的シンボルをプライムした時には中国的な反応をし、西洋的シンボルをプライムしたときには西洋的反応をするという

ことを示唆している。また、Ross, Xun, & Wilson (2002) は、カナダ在住の中国人に、中国語で実験を行った場合と英語で実験を行った場合で異なる結果が得られる（つまり、中国語で実験を行うとその反応が中国的になり、英語で実験を行うとその反応はカナダ人に近くなる）という結果を得ている。

状況サンプリング実験においても、人の心の反応と文化の中にある状況の性質の相互作用プロセスが描き出されている。たとえば Kitayama, et al. (1997) は、日本とアメリカで集められた様々な状況を日米の被験者に提示し、もし自分がその状況にあったら、どの程度自尊心が上がるかどうかを尋ねた。すると、自尊心を高揚させやすいアメリカ人被験者の方が日本人被験者よりも自尊心が上がる度合いは高いという「心理傾向の文化差」が見られたことに加え、日本で集められた状況よりもアメリカで集められた状況の方が自尊心を上げる効果が強いという、「状況がある心理傾向を誘発する度合いの文化差」も見られた。つまり、日本人被験者は、アメリカ産の状況についてはより自尊心が上がる、と答えているというように、アメリカ産の状況に接した時にはややアメリカ的にふるまう傾向があることが示唆されたのである。このことから、人の心は文化的プライミングやある文化に遍在する状況が持つ意味に即応した心理傾向をオンラインに形成していると考えられるのではないかと考えられる。

暗黙知についての検証も今後重要性を増してくるであろう。近年では暗黙の態度を測定する指標がいくつか開発されている（第3部第1章参照）。先述の Uchida (2002) の試みはその一つであるが、今後このような課題を様々な形で行っていくことに、文化とは何かを理解する糸口があるかもしれない。

文化や心を閉じた実体として捉えれば、それぞれを変数とした「自然科学的」研究手法を用いやすいのに対し、日常的現実としての文化やそれに対応する有機的システムとしての自己についての理論を実際に証明するのは困難きわまりない。しかし文化心理学はこの困難な試みに挑戦しなければならない。これらの試みは文化・自己の概念的な理論にとどまらず、感情生起、情報処理などの心の様々なメカニズムの解明とそれを実証する人間科学および人間が織りなすシステムの理解を目指す社会科学の理論的基盤ともなりうるであろう。

次章からは、幸福感と自己知覚に焦点をあて、これらの理論的・方法論的知見に基づいて文化と心の相互構成プロセスを解明する実証研究を行っていく。

第2部 文化と幸福感

—情緒的サポートの役割の検討—

私たちは日常、様々な場面で感情を感じる。中でも「幸せ」などの快感情は、精神健康や適応感を導く、重要な感情であろう。

社会心理学では Ed Diener をはじめとする研究者によって、幸福は基本的に個々人の感じ方に依存する「主観的」なものであるとし、「幸福を感じる心」を対象として研究が行われてきた (Diener, 2000)。主観的幸福感研究においては、人はどのような場面で幸福を感じがちであるか、という個人内傾向、そして、どのような人がより多くの幸福を感じているかという個人差の両面から実証研究が積み重ねられてきたが、そこから得られた結論は、「個人的達成感を得たとき」「自尊心が高揚したとき」に幸福感が感じられ、また、「自らの中に良いと評価される事象を多く持っている人」「自尊心の高い人」がより幸福を感じている、というものであった。

しかし、これらの結論はほとんどが北米で行われた実証研究から得られてきたものである。そして近年、このような「幸福観」は北米の文化慣習や人間観、人生観と強く結びついたものであり、異なる文化においてはまた別の「幸福観」が存在するということが指摘されてきている。

たとえば、2000 年のシドニーオリンピックでは、金メダルを獲得した瞬間のアスリートの表情には笑顔や涙がうかび、ガッツポーズの様子からはその喜びが伝わってきた。緊張とプレッシャーに満ちあふれたオリンピックという大舞台での「金メダル」は、すべての選手にとって一様に「至福」をもたらすものだったであろう。

しかしながらよりよく観察してみると、至福の瞬間の彼らの表情や言動、行動は多様で

もあった。アメリカ人女性スイマーの Misty Hyman 選手は、掲示板で自分のタイムを何度も確認し、自分が 1 位であることを確かめた後、絶叫し、喜びを大いに表現した。日本人マラソン選手の高橋尚子選手は、笑顔とガッツポーズでゴールテープを切ったが、彼女が本当の喜びを表すのはこの時ではない。高橋選手はゴールの後、長年指導してくれた監督の姿を必死で探し、顔を合わせたときにほっとしたかのように涙を流した。

彼女たちの反応の違いは、生い立ちやトレーニングの経緯、他者からの期待度、性格特性など、個人差によって説明される要因が数多く存在するであろう。しかしより広い視点からみると、この個人差は、アメリカと日本の文化的性質の違いと符合しているのではないだろうか。

これまでの研究から、アメリカでは個人の能力などを確認できるような目標が達成されたときに、日本では周囲との意味ある関係性との結びつきが確認されたときに、幸福感が得られることが検証されてきている (Kitayama & Markus, 2000)。Hyman 選手が自分の記録を確認し、目標を達成した瞬間に最も強い感情を表出したのに対し、高橋選手が自分を支えてくれた監督とその喜びを共有できた瞬間に、もっとも強い感情を表出したのは、この分析と一致しているといえよう。

上記のような知見をもとに第 2 部では、これまでの実証研究は、幸福感の様相は歴史的に構築された様々な文化的・社会的要因によって構築されるものであることを示していることを述べた上で、幸福感の生起プロセスと文化的要因の関連性について検討する実証研究を提示する。

第 1 章では、まずこの理論的枠組みについて整理し、これに対応した実証研究について概観する。この際特に、(1) 幸福感の基準 (2) 幸福感にかかわる心理的動機 (3) 幸福感の規定因の 3 点において、一定の文化的差異が見いだされていることを示す。幸福感が個人的な達成感として定義されている文化 (欧米文化など) では、幸福感は自尊心と強く関連し、個々人は自分自身が持っている属性の望ましさを可能な限り最大化するように強く動機づけられている。これに対して幸福感が関係性の結びつきの実現として定義され

ている文化では、幸福感は社会的関係性との結びつきの知覚と関連し、個々人は良いことと悪いことのバランスを保つよう動機づけられていることを指摘する。

第2章では、第1章でまとめた従来の知見に基づいて行われた実証研究をあげる。具体的には、北米では自尊心などの主観的知覚が幸福感とより強く結びついているのに対して、アジアにおいては、社会関係の中での他者との結びつきという間主観的な知覚がより幸福感を予測していることを明らかにする。また、アジア文化においては、関係性の中の他者からの情緒的サポートが幸福感にとって非常に重要であるため、個人は交換される情緒的サポートをよりよくモニターしているとされている。従って、関係性の中でやりとりされるケアやサポート・援助などについての理解・知覚は、対人間で共有されていることが予測される。もしそうであるならば、アジア人による友人ペア間での情緒的サポートのやりとりの知覚は、相手の実際の行動に基づいてなされるため、アメリカでの場合に比べて互いに一致したものとなるであろう。

第2節の研究1では、アジア人では他者からの情緒的サポートの知覚が幸福感を予測するのに対して、アメリカ人ではこの効果は見られず、個人の自尊心の方が幸福感にとって重要であることを、日本・アメリカ・フィリピンの3カ国における研究によって示した。

第2節の研究2—1と2—2では、友人から受け取った情緒的サポートの知覚が、友人による「与えた」という知覚によって予測されうるかどうかを、友人ペアを用いて検討した。予測に一致して、日本においては情緒的サポートの受け取りの知覚は、その友人の「与えた」という報告によって有意に予測されており、情緒的サポートの受け取りの知覚は社会的に共有されていることが明らかになった。しかしこの効果はアメリカ人被験者ではほとんど見られないことが示された。

これらの研究を通して、幸福感と文化の関わりについて論じる。

第1章 文化と幸福感

—理論的枠組みと実証研究のレビュー—

従来の心理学の理論においては、主観的幸福感とは自らの属性・状態・環境に対する肯定的な認知的・感情的判断とされてきた（たとえば Diener, 2000）。つまり、自らの中に「良い」と評価されるような事象が多く存在していることが幸福を感じる条件となる。実際、幸福感研究者達は「幸福な人物とは高い自尊心を持ち、楽観的で、よい友人を持っており、結婚生活・仕事に満足している者である」と結論づけている（Myers & Diener, 1995 などを参照のこと）。

上記のような幸福感の定義は従来北米で行われてきた幸福感研究で広く見られるものである。その背景には、人とは個人の持つ内的属性によって定義されるものであり、幸福感を得るためには個人内の属性の価値を最大化し、評価することが必要であるという個人主義的な人間観・幸福観が存在している。では、果たしてこのような幸福についての前提（幸福観）は北米以外の文化にも適用されているのであろうか。「幸福観」とそれに付随して人が感じる「幸福感」は文化を通じて一様なのだろうか。

たしかに、住居環境や摂食などの身体的・物理的規定因は文化を通じて重要であると考えられる（Diener, Diener, & Diener, 1995; Michalos, 1991; Veenhoven, 1991）。しかしこの場合でも、飢えや乾きを避け、甘さに快を感じ苦みに不快を感じるなどの事象をのぞけば、満足感・幸福感の規定因は歴史的に構築された様々な文化的・社会的要因によって大きく異なるであろう。特に、社会的承認や地位・対人関係など、社会的な文脈で得られる幸福感には多くの文化的変動が存在する（Kitayama & Markus, 2000）。このような違いは様々なレベルで検証することができるが、とりわけ興味深い文化差は最大限に異なっている地域を比較した場合に最も顕著に表れるであろう。そこで本論文では幸福感についての洋の東西の文化差に注目した選択的レビューを行う。

理論的枠組み

文化心理学

従来感情とは、普遍的・生物的な反応の表出と捉えられてきた (Ekman, 1992)。しかし近年の文化心理学の主張によれば、「人」という種は文化的・社会的基盤を持ち、その中で自己の存在を意味付ける点において特異であるとされる (Benson, 2000; Bruner, 1990, 1996; Kitayama, 2002; Markus & Kitayama, 1991b; Shweder & Sullivan, 1993; Tomasello, 1999)。

文化とは、言語・ディスコース・概念・イメージなど、ある地域やグループに偏在している観念的資源とそれらに根差した慣習・儀礼的行為パターン・社会制度の総体である。観念的資源は社会的慣習や制度といった、文化の物理的・行動的システムの中に組み込まれている (Kitayama, 2002)。このようにして成り立つ物理的・行動的システムこそが、感情など人の心理システムが成立する場となり、よって、それらの機能や形態に大きな影響を与えたと考えられる。つまり、感情は身体的・器官的感覚の直接的発現ではなく、ある文化的・社会的場面や文脈の中でそれらの感覚が意味付けられてはじめて生じるといえる (北山・唐澤, 1996)。例えば列に並んでいてなかなか前に進まない場合の不快感は「いらだち」と意味づけられやすい。しかしもし誰か一人が原因を作っていることがわかれば、「いらだち」はその人に対する「怒り」に変わるであろう。同様に、「幸福」という感情も、どのような状況での快感情が「幸福」と意味づけられるかどうか、つまり、当該文化内の「幸福」の意味に依存するであろう (Diener & Suh, 2000; Kitayama & Markus, 2000)。

たとえば人との円滑な関係に価値を置く文化では、人と調和した時の快感情を「幸福」と意味付けやすい。これに対して個人の社会的な位置付けに価値を置く文化では、人から独立している時の快感情をより「幸福」と意味づけるかもしれない。

文化的自己観

上にみたような意味付けの過程を可能にする文化的資源に通低する観念的要素のひとつが文化的自己観である (北山, 1998)。特に Markus and Kitayama (1991b) は、北米の中流階級では「相互独立的自己観」が、日本では「相互協調的自己観」が優勢であるとした (北

山, 1998; 北山・唐澤, 1995 ; Triandis, 1989 などとも参照のこと)。

この理論的枠組みによると、アメリカをはじめとする西洋では、人とは周囲から独立した個人的主体であり、人としてのアイデンティティー（自己）は、自らの意図や目標といった内的属性に基づいて周囲をコントロールすることによって得られるとされる（相互独立的自己観）。この自己観を前提にすると、幸福感は内的属性の価値を確認・表現し、自己の内的価値を最大化することによって得られると予想される。

これに対して、日本をはじめとする東洋では、人とは周囲と結びついた関係的主体であり、人としてのアイデンティティー（自己）は相手の意図や目標、当該の社会的場の雰囲気や流れなどの社会的特性に基づいて周囲に自らを合わせることで得られるとされる（相互協調的自己観）。この自己観を前提にすると、幸福感は意味ある関係性との結びつきを確認・表現し、自己の关系的価値を最大化することによって得られると予想される。つまり、相互協調的自己観にあつては、冒頭に記した幸福感の定義はあてはまらないということになる。

上記のような分析は、社会・性格・認知心理学の多くの領域においてみられる比較文化的差異、こと洋の東西を巨視的に比較した場合にみられる差異に広く適用されてきた（北山・宮本, 2000）。この点は、幸福感に関する文化間の差異にもあてはまろう。具体的には、1) 洋の東西では幸福感の基準が異なり、よって2) 幸福感にかかわる心理的動機も異なると予測されよう。この結果さらに、3) 幸福感の規定因にも一定の文化的差異がみられると予測できる。以下では、これらの点についての実証研究をレビューする。

実証研究

幸福の基準

欧米での幸福感は自己の持っている属性の望ましさを可能な限り最大化した状態で得られると定義されている。幸福感を自己の持つ内的望ましさの最大化とする文化的常識は、幸福感の実証研究の結論にも反映されている。Wilson (1967) や Grob (1995)、Myers and Diener (1995) は、幸福な人物とは「若く健康で、よい教育を受けており、収入が良く、

外向的・楽観的で、自尊心が高く、勤労意欲がある者」というように、一般的に「良い」とされる要素を多く持ち合わせていることを「幸福」の指標とした。

欧米、特にプロテスタントの流れを汲む北米中流階級で幸福感が自己の内的望ましさの最大化によって定義されていることの背景には、この宗教のもつ倫理観がある。ヴェーバー（1920；大塚訳，1989）はプロテスタントの宗教観においては、個々人が「神に選ばれた者」と自覚し、それを証明するために禁欲的に働くことが人生の目標であり「善」であることを指摘した。このような宗教観のもとでは、幸福感を得ていることは自分が神により選ばれていることを証明するが、逆に幸福感の欠如は、自分は神に見捨てられた失敗者なのではないかという懸念を引き起こすであろう。よって、個人は常に自分のパフォーマンス・能力・保有物についての「良さ」の最大化を追求し、幸福を感じていることが必要となる。

これに対し東洋文化の儒教的・道教的な人生観・宗教観においては、「良い」ことは必ずしも良い意味だけを持つのではなく、否定的な要素をも持ち合わせているという素朴理論が存在する（Kitayama & Markus, 1999; Suh, 2000）。日本や中国においては、あまりに幸福であることはかえって不幸を招き、むしろ「良いこと・悪いことが同数存在するのが真の人生である」という思考が存在する。つまり東洋においては幸福イコール自己の望ましさの最大化としては定義されていない。この理由として、東洋では「自己の内的望ましさ」が当該の関係性の中で相対化されていることが挙げられる。第1に、何が自分にとって望ましいかは関係性の持つ状況・文脈によって異なる。第2に、たとえ自分にとって望ましくてもそれが関係内の他の要素に持つ効果が望ましくない場合には関係内の要素を考慮する傾向がある。よって、東洋における幸福感は、関係内の他者のそれをも包含している可能性がある。第3に、東洋においては、特に関係内の他者の役割が明白に自覚されている可能性がある。つまり、自己の成功は他者の嫉妬を生み、逆に自己の失敗は他者の思いやりを誘い出すかもしれない。このような「望ましさの相対化」のために、自己内の望ましさを最大化することは必ずしも至上の幸福とはならない。むしろ東洋での幸福感は、関係内要素の平衡化によって定義されているといえる。

ここに予測される幸福の基準に関しての文化差について、近年いくつか実証的証拠が得

られている。Ji, Nisbett, and Su (2001) は「物事の変化」の予測の仕方および幸福の捉え方がアメリカ人と中国人で異なっていることを示している。彼女らは「リチャードは貧しい家で育ちましたが、大学に行くことはできました」などの文を呈示し、「彼がいつか裕福になる可能性はどのくらいあると思いますか？」という質問を行った。すると中国人の方がアメリカ人よりも変化を予測する（リチャードが裕福になることを予測する）ことが見いだされた。同様に、いくつかのパターンの時系列的変化を表す折れ線グラフを示してその後の変化を予測させたところ、それまでの変化に沿った予測を行う（増加傾向を示すグラフであればその後も増加を予測する）傾向はアメリカ人の方が強く、それまでの変化と逆の予測を行う（増加傾向にあるグラフで、次には減少を予測する）傾向は中国人の方が強いことが示された。彼女らはさらに、数種類の線形的・非線形的な変化のグラフを示し、それらが人生を表すとすればどれが最も幸福な人生と思うかを判断させた。すると、線形的変化はアメリカ人によりよいとされるのに対し、非線形的変化は中国人によりよいとされた。この結果から、アメリカ人は線形的な変化の予測を行い、それを幸福の基準とするのに対して、東洋文化においては非線形的な変化を予測し、それを幸福の基準とする思考が定着しているといえる。

第2に、肯定感情と否定感情の関係の文化差も示されている。Bagozzi, Wong, and Yi (1999) は、肯定感情と否定感情を感じている強さを測定したところ、アメリカではこれらが負の相関を持つのにに対し、東洋文化（中国・韓国）では逆に正の相関を持つことが示された。つまり西洋では肯定感情と否定感情は両極性を持つのにに対し、東洋文化においてはそれらがバランスを保って共存しているといえる。同様の現象は肯定感情・否定感情を感じる頻度についても見られる。Kitayama, Markus, and Kurokawa (2000) の研究においては、肯定感情と否定感情を感じる頻度はアメリカにおいては高い負の相関を持つが、日本においては低い負の相関もしくは正の相関を持っていた。アメリカでは肯定感情を最大化し、否定感情を最小化することが動機づけられているが、日本においては肯定感情と否定感情のバランスを保とうとする結果としてこれらが正の相関を持ちうると Kitayama らは論じている。

幸福への動機づけ

これまでの比較文化的研究から、欧米圏ではアジア文化と比較して、主観的幸福感の値が高いという結果が繰り返し得られている (Diener, Diener, & Diener, 1995; Diener, Suh, Smith, & Shao, 1995; Diener & Suh, 1999)。たとえば Diener & Suh (1999) は、大規模な比較文化研究を行い、経済的に安定した国において人生の満足度が高いという一般的な傾向があるものの、収入を一旦コントロールすると、ブラジルやチリ、アルゼンチンなどの国で幸福感が高く、これに欧米諸国が続き、日本など東洋では比較的低いことを見いだした。このような幸福感の高低差は、幸福への動機付けの高低と関連して生じていると考えられる。

欧米において幸福とは個の内的望ましさの最大化によって得られるとすれば、自己が社会に適応するためには、自らの中に望ましい属性を見だし、「誇り」を持ってそれを表現していくことが必要となるであろう。これに対して東洋においては、幸福感とはそれを追求しないところから生じうる平衡状態である。ゆえに東洋における幸福感は、それを追求しようとする動機をそれほど伴わない (Suh, 2002)。Diener, Suh, Smith, and Shao (1995) は中国や韓国では「個人の幸福」を突出させる動機付けが強くなく、むしろ周囲とバランスを保つことが重視される (Suh, 2002) という現象が主観的幸福感の程度の低さを説明する要因の一つになっていると述べている。

幸福感の程度の文化差が心理的に動機づけられた一種のバイアスであることは、これがオンラインより記憶の指標でより顕著に見られるとする近年の研究成果と一致する。記憶の指標には事後的な解釈や動機付けなどを反映しやすいとされるが、幸福への動機付けが高い北米文化では記憶の指標でより強く幸福感を報告しやすいことが示されている (Oishi, 2002)。実際、Kahneman (1999) は、アメリカでは過去の出来事の中でも特に「良いこと」が思い出されやすいことを見いだしている。最近では Diener, Lucas, Oishi, and Suh (2002) が幸福を感じている人は不幸せを感じている人に比べて、自分の生活の中で最も満足している領域に注意を向けているのに対し、不幸せを感じている人は最もよくない領域を重視する傾向があることを示している。今後はこのような注意のバイアスの文化差が検出される可能性もあろう。もしも東洋においては一種の感情的バランスが幸福感の基礎となったら、「よいこと」をことさら思い出すといった記憶想起のバイアスは明白にはみられ

ないことであろう。

幸福の規定因

上述の通り、欧米での幸福感は個人の内的望ましさの最大化によって定義されているが、東洋では関係内要素の平衡化によって定義されている。とすれば、その規定因にも一定の文化差をみることができよう。欧米での幸福は「個」の望ましさの知覚によって、東洋での幸福は「関係」の望ましさの知覚によって規定されていると予測される。

「個」の幸福 Ryff and Keyes (1995) は幸福感の予測因として、主体性、周囲に対する支配、人生の目標、個人的成長、自己受容、他者との良い関係性などを挙げているが、これらのうちほとんどが個人主義的な価値である（同様の予測因は Ryan, Sheldon, Kasser, & Deci, 1996 によっても挙げられている）。実際、いくつかの研究において、北米文化においては幸福感は自己の価値の認識である「自尊心」の強さと相関することが示されている（Campbell, 1981; Diener & Diener, 1995; Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985）。

Taylor and Brown (1988) は、高い自尊心の維持が精神健康につながるとしていくつかの研究をレビューしている。彼女らは、外界に対する自己の統制力を信じたり、自己の将来を楽観視することなど、「自己の存在のポジティブさ」の幻想を持つことが精神健康を維持すると述べている。それまでの理論においては自己の状態を正確に捉えることの重要性が唱えられてきていただけに（Allport, 1955）、彼女らの提言は大きなインパクトを持ち、主に北米において自己高揚的傾向やその動機づけが多数報告されたことに対する一つの解釈として広く受容された¹（詳細なレビューは遠藤, 1995 を参照のこと）。

また、自尊心の維持と関連する概念として、Emmons は「個人的な目標の達成」の及ぼす幸福感への影響について一連の研究の中で明らかにしている（Emmons, 1986, 1991 など）。Emmons は、個人的な目標とその価値づけと主観的幸福感の関係を調査し、肯定感情は個人的目標への努力や過去の遂行と、否定感情は将来における成功可能性の低さや、努力に

¹ Taylor and Brown の理論に対しては反論も提唱されている（Colvin & Block, 1994）

に対する葛藤と関連していることを見いだした(同様の結果は Oishi, Diener, Suh, & Lucas, 1999 や Brunstein, 1993 にもみられる)。

関係性の幸福 これに対して東洋文化においては、幸福は個人による目標達成ではなく、むしろ周囲の他者との情緒的な結びつきが規定因となっている(遠藤, 1995; Kitayama & Markus, 2000; Triandis, 1989)。相互協調的な文化の意味慣習の中にあつては、個人は他者や周囲の状況などと結びついた社会関係の一部として定義されるため、社会的適応においては個そのものの中にある属性の質ではなく、関係性や規範への適合が問われるからである(北山・唐澤, 1995; Suh, Diener, Oishi, & Triandis, 1998)。実際 Suh, et al. (1998) は、個人の特性が重視される欧米では個人の感情経験が主観的幸福感に影響するのに対し、東洋文化では社会的な要因(価値規範への適合)が幸福感に影響することを示している。さらに Oishi and Diener (2001) は Brunstein (1993) や Emmons (1986) による個人的目標達成と幸福感の関わりに関して検討し、目標達成の動機づけの文化的差異に着目した考察を加えている。彼らは、まずこれから1ヶ月間の重要な目標を5つあげさせ、それぞれどの程度個人的目標であるかどうかを評定させた。そして1ヶ月後に、その1ヶ月間の人生の満足度を評定させ、さらには1ヶ月前に記述したそれぞれの目標がどの程度達成されたかどうかを尋ねた。結果、図1に示したとおり、ヨーロッパ系のアメリカ人では相互独立的な目標(自分の喜び、楽しみを得ること)の達成が幸福感への影響を持つのに対して、アジア系のアメリカ人ではそのような効果がみられず、逆に相互協調的な目標追求(親や両親を喜ばせること)が幸福感に影響を与えることを示した。これは、Iyenger and Lepper (1999)らの動機づけに関する知見(アジア系アメリカ人は自分で選択した問題よりも他者に問題を与えられたときの方が課題の遂行がよいのに対し、ヨーロッパ系アメリカ人では自分で選択したときの方が遂行がよい)とも一致している。

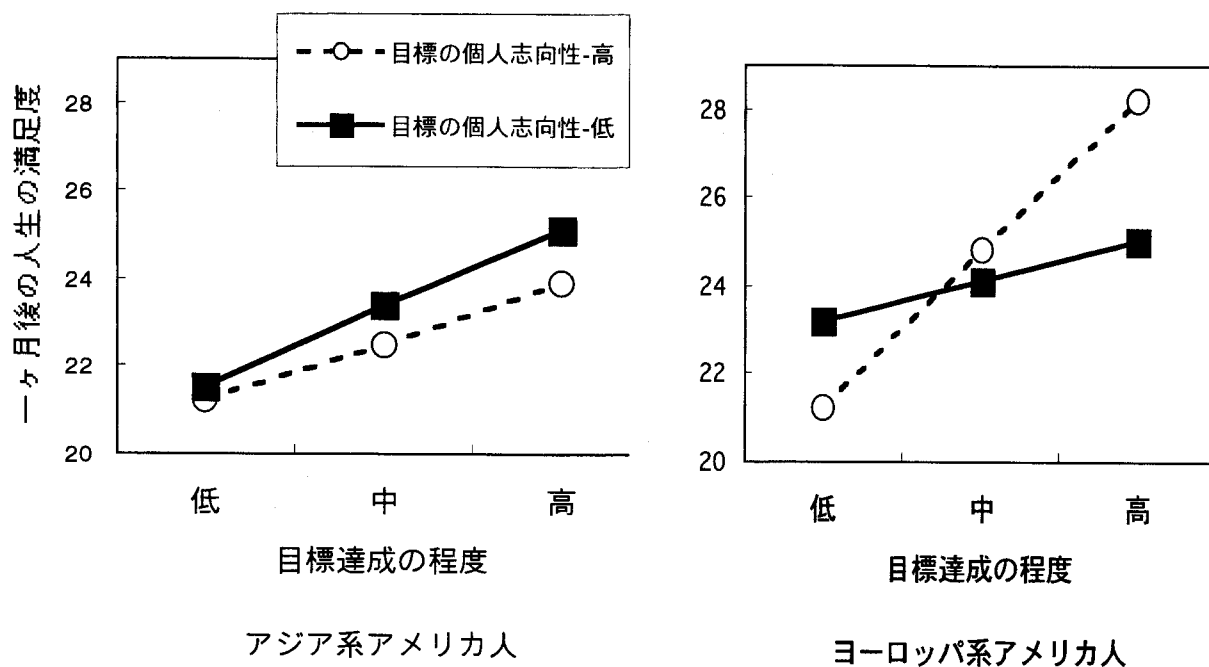


図1 幸福感に及ぼす目標の性質と達成度の関係 (Oishi, S., & Diener, E. 2001 Goals, culture, and subjective well-being. *Personality and Social Psychology bulletin*, 27, 1674-1682. の Figure 1 より一部変更して引用)

自尊心についても、東洋においては比較的重要ではなく (Campbell, Trapnell, Heine, Katz, Lavalley, & Lehman, 1996)、自尊心が傷つくことが脅威にはなりにくい (Brockner & Chen, 1996)。Diener & Diener (1995) は個人主義—集団主義の軸を用いて 31 カ国での比較研究を行い、幸福感の予測因として自尊心は、集団主義的な文化におけるよりも欧米などの「個

人主義的」な国でより重要であることを示している。

上記の知見を比較文化的に裏付ける実証的研究が近年いくつか行われてきている。
Kitayama, et al. (2000) は、日米の大学生に、日常的にどのような肯定的感情を経験するかを尋ねた。これらの感情には対人的に関与的なもの（親しみなど）、脱関与的なもの（誇り・自尊心など）が含まれていた。対人的に関与的な感情は関係性の中で得られる肯定的感情で、脱関与的な感情は個人的な成功（課題などの成功）によって得られる肯定感情である。そして彼らはこのどちらにも属さない、幸福感の指標となる一般的な肯定感情（幸せ・落ち着き・浮き浮き・くつろぎ）についても併せて尋ね、関与的感情・脱関与的感情のどちらがこれを予測するかを検討したところ、幸福感の予測因は2つの文化で異なっていた。アメリカでは一般的な肯定感情（例：幸せ）の経験頻度は脱関与的な肯定感情（例：誇り）の経験頻度と密接に結びついており、関与的な肯定感情（例：親しみ）との結びつきは相対的に低かった。対照的に、日本では一般的な肯定感情（例：幸せ）の経験頻度は、関与的な肯定感情（例：親しみ）の経験頻度と強く結びついており、脱関与的な肯定感情（例：誇り）を感じる頻度との相関は相対的に低かった。つまりアメリカにおいては「誇り」や「自尊心」などの感情を感じがちな人は同時に幸福感も感じているのに対し、日本では「親しみ」などの関与的感情を感じることが幸福感につながっていた。

同様の日米文化差は、様々な状況における感情経験の強さを指標にしても見いだされている（Kitayama, Mesquita, & Karasawa, 2002）。彼らは被験者に、いくつかの日常的な状況（家族と楽しく過ごした、友人とけんかをした、などの対人的状況、課題を達成したなどの個人的状況などを含む）を呈示し、最近におこったそれらの状況を思い出させて、その際の感情経験（Kitayama, et al., 2000 で用いた感情）の強さを尋ねた（Study 1 と 2）。結果、アメリカ人は肯定・否定にかかわらず、脱関与的な感情を関与的な感情よりも強く感じているのに対して、日本では関与的な感情をより感じがちであった。さらにそれぞれの状況下で、どのような感情を強く感じる人がより幸福感を得ているのかを検証するため、個々の状況ごとに幸福感を従属変数、脱関与的および関与的な肯定感情を説明変数とした重回帰分析を行った。個々の状況での重回帰係数を平均した値を示したのが図2であるが、これに示されているように、アメリカでは脱関与的な感情を感じていることが幸福感と高い相関

を持つのに対し、日本では関与的感情の方が幸福感とより強く結びついていることが明らかになった。重要なことに、これらの文化差は様々な状況を通じて安定して検出されていた。

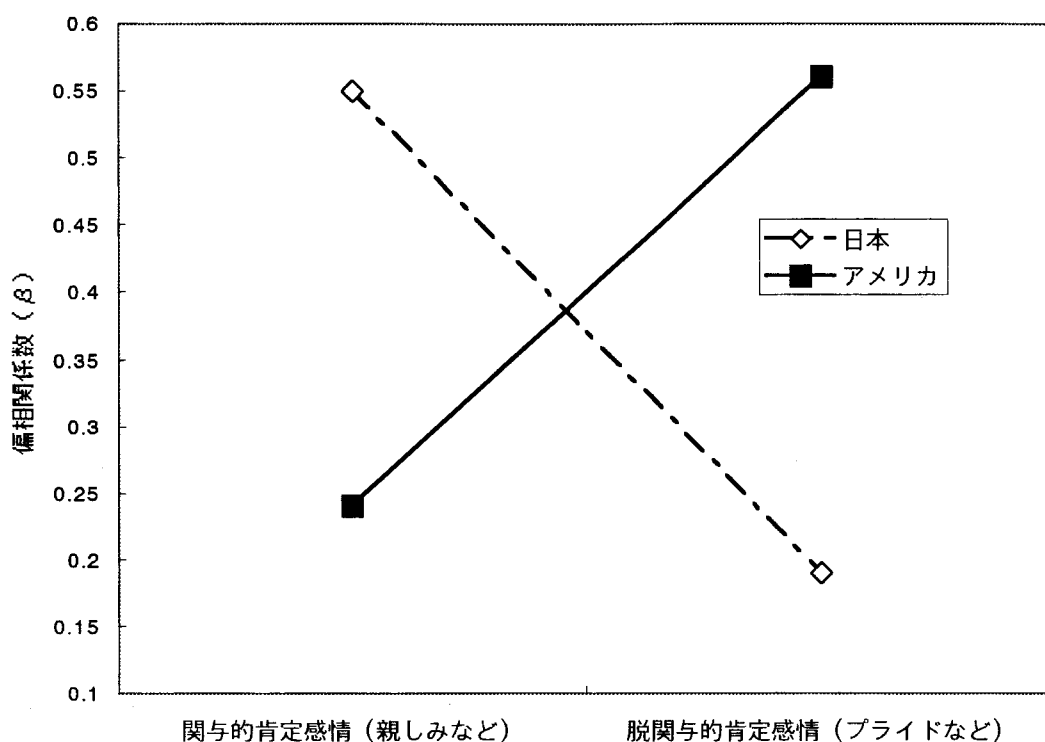


図2 日本・アメリカにおける幸福感と関与的肯定感情・脱関与的肯定感情の関係 (Kitayama, S., Mesquita, B., & Karasawa, M., 2002 Socio-emotional shaping of independent and interdependent selves: Intensity of experiencing engaging and disengaging emotions in two culture. Unpublished manuscript, Kyoto University より一部変更して引用)

近年では Mesquita and Karasawa (2002) が経験サンプリング法を用いてこの問題を検討した。彼女らは日米の大学生にある一定の期間、一日に数回感情的な経験とその感情を経験した状況を記録させた。分析の結果、アメリカでは相互独立的な課題（テストなど）に成功したときに肯定感情を経験しているのに対して、日本では相互協調的な課題（人との調和など）に成功したときに肯定感情を経験していることが明らかになった。この研究は、幸福感の個人差（どういう人がより幸福感を経験しているか）だけではなく個人内の分散（どういう時に人はより幸福感を経験するのか）も文化的な要因によって説明されうること示唆している。

理論的に一貫した文化差は、性格特性を予測因にした場合にも得られている。Kwan, Bond, and Singelis (1997) は香港とアメリカで人生の満足感 (Diener, et al., 1985) の予測因として自尊心と関係性の調和 (relationship harmony) の相対的重要性を香港とアメリカで検討した。上の知見に一致して、アメリカでは自尊心のみが人生の満足感の予測因となっていたが、香港ではこれに加えて関係性の調和も同程度の予測力を持っていた。

関係性への適合の指標の概念の一つには、ソーシャル・サポートの知覚もある。

ソーシャル・サポートや人との結びつきはしばしば欧米においても精神健康と関連すると報告されている (e.g., Baumeister & Leary, 1995; Campbell, 1981; Cohen & Wills, 1985; Myers, 2000; Uchino, Cacioppo, & Kiecolt-Glaser, 1996)。しかし、欧米ではソーシャル・サポートの幸福感への影響は自尊心との関連で語られることが多い。この点を Leary, Tamber, Terdel, and Downs (1995) はソシオメーターの概念を用いて理論化している。彼らは、他者が自分を受け入れてくれているという関係性の知覚が、自尊心を維持・高揚する効果を持っていることを説明している。Cohen and Wills (1985) は、ソーシャル・サポートは個人の自己効力感を維持するがゆえにストレスへの対処行動を高め、精神健康を導くと説明している (同様の知見は Bandura, 2000 によっても見られる)。同様に Aspinwall and Taylor (1992) は、自尊心の高い人は対人的なスキルを持つためソーシャル・サポートを受け取ることが多く、満足感が高いことを示している。

これに対して東洋における主観的幸福感研究においては、ソーシャル・サポートによる他者とのつながりの知覚そのものが幸福感と結びついていることが示されている (Lu, 1997,

1999; Suh, & Diener, 1999)。なお、ソーシャル・サポートの効果の文化差については次章にて具体的に検討する。

状況要因とパーソナリティ要因 一般に、良い出来事は幸福感を、悪い出来事は不幸せ感を導くとされているが、この「状況要因」の効果にも文化差が存在することが示唆されている。

欧米における研究の中では、状況要因よりもパーソナリティの要因の方が幸福感の予測因と成りうることが示されている。例えば Costa and McCrae (1980) はパーソナリティ要因が主観的幸福感の主要因であると述べた。Headey and Wearing (1989) は、パーソナリティ要因に加えて肯定的・否定的出来事も幸福感に影響を及ぼすが、出来事などの状況要因は幸福感に一時的には影響を及ぼすものの、長期的に見ればその影響力は小さいとしている。同様に、Diener and Larsen (1984) や Diener, Larsen, and Emmons (1984) は、個人の感情状態には一貫性があり、状況要因によってあまり左右されないことを示している。

これらの結果は特に欧米における「自己の一貫性の重視」(Festinger, 1957) によって説明できる。つまり、「個」が周囲の状況や他者から独立している文化においては個人の状態が状況要因によって変動することは自己の一貫性を脅かすため、状況に左右されない状態を保つことが重要視されている。

これに対して日本などの東洋文化圏においてはアメリカ人に比べて非一貫性を低減しようとする動機づけがみられず (Iwao, 1997)、状況要因が重視される傾向が強いことが示されている (Lu, 1999)。例えば Suh (2002) は韓国とアメリカで調査を行い、韓国の学生の自己観はアメリカ人に比べて、社会的役割ごとにより変わりやすいことを見出した。さらには、内的状態の一貫性の主観的幸福感に及ぼす重要度はアメリカでは高いものの韓国ではそれほど重要でないことを示している。

今後の展望

以上見てきたように、欧米における主観的幸福感は、1) 自己の内的望ましさの最大化によって定義され、2) 幸福感へと高く動機づけられ、3) 個人内の価値である「自尊心」

によって強く予測されている。これに対して東洋文化における主観的幸福感とは、1) 関係内要素の平衡化によって定義づけられ、2) 幸福感への動機付けは相対的に低く、3) 対人関係の中での結びつきを感じるによって得られるものであることが示されている。本論文では文化との関わりの中から主観的幸福感についての研究について概観したが、この視点は今後の幸福感研究においてますます重要となって来ると考えられる (Diener, 2000)。今後これらの研究から得られた理論を精緻化し、発展させていくことが望ましい。その上で注目すべき視点がいくつか挙げられる。

幸福感の指標の検討

まず幸福感の指標について検討していくことが必要である。主観的幸福感についての測定には感情状態 (Kitayama, et al. 2000; PANAS; Watson, Clark, & Tellegan, 1988 など)、人生に対する満足度評価 (Satisfaction with Life Scale; Diener, et al., 1985) などが存在する。人生の満足尺度はグローバルな人生への「評価」を表すとされ、主観的幸福感研究の分野において幅広く用いられている。しかし、「私は望んだものをすべて手に入れてきた」という「人生」への評価は、「自己」への評価である自尊心と強く結びついている。よって、比較文化研究において用いる場合にはこの意味がそれぞれの文化で同等に幸福感を反映しているかどうかには注意を払って解釈する必要がある。これに対して、幸福 (肯定的)、不幸せ (否定的) などの一般的感情状態 (Kitayama, et al., 2000) を測定する指標は、文化的な価値判断を含みにくくより一般的であるため、比較文化的な研究における主観的幸福感の測定指標としては有効であろう。

また、これまでの研究においては上記尺度などを用いた幸福感についての主観的判断が主な指標として採用されてきたが、このような主観的判断が実際の精神・身体的な健康と一致しているかどうかは必ずしも明らかではない。幸福感・満足感に関連した概念である「自己評価」については、近年明示的・主観的判断による指標と、暗黙的で主観的判断を含みにくい指標の双方から研究がなされてきており、その二つが必ずしも一致しないことが示されてきている (Greenwald & Farnham, 2000; Kitayama & Uchida, in press; 第3部参照)。この知見がもしも幸福感の判断についても当てはまるとすれば、主観的判断以外の指標 (行

動指標や生理指標、暗黙の指標など）による測定を行い、いずれが実際の精神健康をよりよく予測するかを検証する必要性があると考えられる。自己報告でなく他者からの報告を指標にする試みなども存在する（Sandvik, Diener, & Seidlitz, 1993）が、このような指標の開発は今後待たれるところである。

精神病理との関連の検討

幸福感や適応感が得られない場合にきたすような精神病理の様相と併せて検討していくことも望まれる。もしも幸福感に文化的差異が存在するのであれば、それを達成することができなかった場合に引き起こされる精神病理も文化によって構築されている可能性がある。日本人には対人恐怖症が多い（木村, 1972 など）、という精神病理の文化的差異の知見は注目に値する。そしてそこから派生するカウンセリングの手法の違いなども検討していくべきであろう。例えば内観療法と、ロジャーズの来談者中心療法やアドラー流のカウンセリングの理論や手法にはかなりの相違が見られる。前者は周囲との結びつきを、後者は自尊心の重要性を強調するものであるが、これらの効用についての比較文化的知見も必要であろう。

結語

幸福は生物的・社会的な「適応」と切り離して考えることの出来ないものであり、幸福感に注目してこれを検討していく試みは生物的・社会的存在としての人の心を解明しようとする試みでもある。「幸福感」に焦点を当てる positive psychology の潮流は始まったばかりであり（Seligman, 2000; Seligman & Csikszentmihalyi, 2000）、その中でも比較文化的研究はまだ数多いとはいえない。今後、幸福感研究がより精緻化された形で発展させ、人の精神的適応と文化の関係に関してより包括的な理論を提唱していくことは、この作業の礎となりうるであろう。

第2章 実証研究

幸福感の文化多様性—主観的判断と間主観的状态—

第1節 問題と仮説

第2章で述べたように、近年幸福感の文化差の証拠がいくつかあげられてきたことにより、幸福感や精神健康について考察するにあたっての文化の重要性が認識されてきている (Diener & Suh, 2000)。幸福感の予測因として最も頻繁にとりあげられるのは自尊心であり、自尊心が高いほど幸福感もよく感じられることが示されてきている。しかし先述のように、このような証拠は主に北米で見られるものであり、より関係志向的・集団主義的な文化（たとえばアジア）ではこの効果は弱く (Diener & Diener, 1995)、相互協調的な関係性への参加がより重要であることが知られている (Kitayama, et al., 2000; Kwan, et al., 1997; Mesquita & Karasawa, 2002; Suh et al., 1998)。

本研究においては、このような文化差は幸福感の二つの異なる形態を反映している可能性を提唱する。ひとつは、個人的過程によって構成される幸福感である。この場合、幸福は自己の価値に対する主観的な判断として経験される。もうひとつは、より対人的に構成される幸福感である。ここでの幸福は間主観的に共有された対人関係の中から経験される。本研究では、主観的な幸福感は北米文化でより広く見られ、間主観的な幸福感はアジア文化でより一般的であるという仮説を検討する (Kitayama & Markus, 2000)。

文化と幸福感の二つの形態

相互独立的な自己観に基づくと、幸福とは個人が追求し、実現する個人的な属性と捉え

られがちである。言い換えると、幸福とは人が個人的に得る長所・価値・特性に根ざしたものであるがゆえ、個人的達成であるといえる。そしてそれは人が自分自身に対して行う評価であることから、主観的な判断であるともいえる。この場合、人は自分自身を肯定的に評価できる場合に幸福を感じる (Taylor & Brown, 1988)。つまり、これらの文化において幸福とは、個人の独立性を確認し、自己の肯定的側面を認識することであろう。

これに対し、相互協調的自己観に基づく文化（たとえばアジア文化）においては、社会関係が日常的習慣や公的な意味によってより顕著なものとなっている。その結果として、個人は社会環境に自らを合わせることで、より具体的には対人関係的な義務や期待、要求などに合わせることに動機付けられているとされる (Weisz, et al., 1984)。相互協調的な自己観に基づくと、幸福とは個人的達成や主観的判断ではなく、むしろ間主観的に共有された対人関係から経験されるものである。

対人関係は相互のケア・サポート・思いやり・同情、その他の情緒的相互協調性を基盤としている (Mills & Clark, 1994; Smith, 1976)。それゆえ、自分の幸福のためには他者による自分へのコミットが、逆に、関係性の中にある他者の幸福には自分自身の他者へのコミットが、それぞれ必要不可欠となる。それゆえに人は幸福のために相互協調性を保ち、お互いの共生を重要視するようになる。

本研究では間主観的に構成された幸福感から導き出される二つの現象に焦点を当てる。第1に、アジア人は北米人に比べて、身近な他者からの情緒的サポートを受け取ることからより多くの利益を受けているのではないかと。第2節（研究1）ではこの点を検証するため、幸福感と情緒的サポートの知覚の相関関係について比較文化的に検証した。第2に、このような幸福感に従事する人々（アジア文化の人など）は、主観的・個人的な達成と判断によって幸福感を構成している人々（北米文化の人々など）に比べて、他者の情緒的サポートをよりよくモニターしていると考えられる。もしそうであれば、アジア人は北米人と比較して、他者からの情緒的サポートをより正確に知覚し、他者とその知覚を共有しているのではなかろうか。この知見について、第3節（研究2—1、2—2）で検証した。

第2節 幸福感の相関関係（研究1）

第2節では、アジア人は北米人に比べて、身近な他者からのケア・情緒的サポートなどを受け取ることがより幸福感と結びついているという仮説を検討する。この予測は近年の比較文化研究によって支持されている（Kitayama, et al., 2000; Kwan, et al., 1997）。しかしながらサポートやケア、思いやりといった、情緒的関係性の指標について直接に比較文化的に検討した研究は存在していない。それゆえ、本研究では2つの尺度を用いてこれを検証することとした。一つは情緒的サポートの受け取りの知覚（Sarason, Shearin, Pierce, & Sarason, 1987）である。この指標は親しい他者から与えられた情緒的サポートの知覚の程度を測定するものである。もう一つは思いやりの心理傾向（内田・北山, 2001; 付録参照）である。この指標は相互思いやりの関係性に個人がどの程度参加しようとしているかに関するものである。前者が関係性の中の他者がどれだけ自分に関わってくれているかに関するものであるのに対し、後者は自分自身の関係性への関与の度合いを示しており、いずれが幸福感を予測するかどうかを検討することは重要であろう。

加えて、幸福感と相関関係を持つ要因として、自尊心についても検討した。自尊心は従来の比較文化的幸福感研究において広範に用いられている（例えば Diener & Diener, 1995; Kitayama, et al., 2000; Kwan, et al., 1997）。従来の研究を追試して、自尊心と幸福感との結びつきはアジアよりもアメリカでより顕著であると予測される。

最後に、アジアで見られるパターンが異なるグループでも同様に検出されるかどうかを検討するため、日本に加えてフィリピンでも研究を行った。

方法

被験者と手続き

アメリカ人大学生160名（男性67名、女性93名；アメリカのミシガン大学、ウェ

イクフォレスト大学の学部生)、フィリピン人大学生 243 名 (男性 134 名、女性 109 名; フィリピンのデ・ラ・サル大学 (De La Salle University) の学部生)、日本人大学生 256 名 (男性 119 名、女性 137 名; 京都大学と甲南女子大学の学部生) が参加した。アメリカ人被験者はすべてヨーロッパ系アメリカ人であった。いずれの群でも、被験者の年齢層は 18 才から 22 才までであった。被験者はグループで質問紙に回答した。質問紙とデモグラフィック・クエスチョンへの回答終了後、実験の説明を行った。

回答はすべて 5 件法でなされた。尺度項目は、もともと日本語もしくは英語で開発されていたが、英語で開発された尺度については日本語とタガログ語 (フィリピンでの母国語) に、日本語で開発された尺度は英語とタガログ語に翻訳された。意味をできるだけ等しくするため、逆翻訳 (バック・トランスレーション) も行われた。それぞれの尺度について、逆転項目を換算した後、平均値を算出した。

質問紙

質問紙には幸福感、自尊心、情緒的サポート、思いやり尺度が含まれていた。

＜幸福感＞ Kitayama et al., (2000) に準拠し、どのくらいの頻度で一般的な肯定的な感情 (幸せ・うきうき・落ち着き・くつろぎ) を感じているかを尋ねた。Kitayama et al. (2000) はこれら 4 つの項目間の一貫性が高く、幸福感の定義についての文化的な偏りを持たないことを示している。本研究においては、クロンバックの α 係数はアメリカ、フィリピン、日本でそれぞれ .62, .69, .67 であった。

＜自尊心＞ Rosenberg (1965) による 10 項目の尺度を用いて測定した。この尺度は自己評価や自己の価値を測定するのにもっとも広範に用いられ、信頼性がどの文化でも高いことが示されている。本研究においては、クロンバックの α 係数はアメリカ、フィリピン、日本でそれぞれ .86, .78, .86 であった。

＜情緒的関係性＞ 本研究では 2 つの指標を用いた。一つ目は 16 項目からなる情緒的サポート尺度である。これらの項目は、アメリカで Sarason, et al. (1987) によって作成された情緒的サポート尺度を元に、久田・千田・簀口 (1989) が修正を加えたバージョンである。よって、このリストはアメリカと日本の両方の文化で相当に共通しており、それぞ

れに意味が理解されるような行動項目となっていた。被験者はまず身近な他者について何人か思い浮かべ、16項目のサポート（p47, 表3参照）のそれぞれを彼らがどのくらい与えてくれるかについて回答した。本研究においては、クロンバックの α 係数はアメリカ、フィリピン、日本でそれぞれ .91, .92, .91 であった。二つ目の情緒的関係性の指標としては内田・北山（2001;付録参照）による思いやり尺度を用いた。この尺度はどの程度他者の立場に立って共感し、援助しようとする気持ちを持つかどうかを尋ねるものである。情緒的サポート尺度が関係性の他者によって表出される共感・思いやりを測定するのに対し、この尺度は本人の思いやりと関係性への関与を測定するものである。本研究においては、クロンバックの α 係数はアメリカ、フィリピン、日本でそれぞれ .84, .72, .77 であった。

結果と考察

幸福感を従属変数、自尊心・情緒的サポート・思いやりを独立変数として、3つの文化それぞれで重回帰分析を行った。表1に示したとおり、自尊心と幸福感の間の偏相関係数は日本や（ $\beta = .31$ ）フィリピン（ $\beta = .27$ ）と比較して、アメリカ（ $\beta = .45$ ）で高かった。これに対して、情緒的サポートと幸福感の偏相関はアメリカ（ $\beta = .05$ ）よりも日本や（ $\beta = .36$ ）フィリピン（ $\beta = .33$ ）で高かった。この結果は予測と一致するものである。3つの文化において、思いやりの効果は見られなかった。ここで見られた文化差を検定するために、Aiken and West（1991）の多重回帰分析法に従って、幸福感を従属変数とし、（1）地域（アメリカ vs. アジア[日本+フィリピン]）、（2）自尊心、（3）情緒的サポート、（4）自尊心 x 地域の交互作用、（5）情緒的サポート x 地域の交互作用、の5つの要因を独立変数にした多重回帰分析を行った。情緒的サポートと幸福感との関わりがアジアにおいてアメリカより強いという所見に一致して、情緒的サポート x 地域の交互作用が有意であった（ $F(1,653) = 8.68, p < .003$ ）。しかし過去の研究（Diener & Diener, 1995 など）で見られたような自尊心の効果の地域差は統計的に有意ではなかった（自尊心 x 地域の交互作用は $F(1,653) = 1.75, p > .10$ ）。

表1 日本・フィリピン・アメリカにおける幸福感の予測因

	日本	フィリピン	アメリカ
自尊心	.31***	.27***	.45***
情緒的サポート	.36***	.33***	.05
思いやり傾向	-.02	-.06	.05
R ²	.27	.22	.24

*** $p < .0001$

日本・フィリピンの両アジア文化においては、他者の行動（情緒的サポートなど）の知覚が自分自身の他者に対する特性（思いやり）よりも強く幸福感と結びついていた。この知見は幸福感の間主観的形態が、他者がどの程度すすんで自分と関わろうとしているかを知覚することに大きく依存しているということを示している。しかし、Kitayama and Markus (2000) で報告された結果のように、情緒的サポートと思いやりの間には有意な正の相関が見られた ($.45 < r < .46$)。おそらく思いやり傾向は、関係性の中にある他者に肯定的反応を返すことを促進するのであろう。もしくは、思いやり傾向の高い人は自分に向けられる他者の行動に対してより好意的な意図があることを見積もりがちであるとも考えられる。

さらには、3つの国すべてにおいて、自尊心と情緒的サポートの間に有意な相関があり（日本、フィリピン、アメリカでそれぞれ相関係数 $r_s = .25, .31, .39$ ）、3カ国での相関係数の間に有意な差異は見られなかった ($\chi^2(2) = 2.37, n.s.$)。これら二つの変数間に因果関係を推定することはできないが、この相関は情緒的サポートがアメリカ人においても、幸福感に間接的には影響を与えることができることを示している。アメリカ人では情緒的サポートと幸福感の関連性は見られなかったが（表1参照）、情緒的サポートが自尊心を高める限りにおいては、それは自尊心を媒介として幸福感に対する間接的影響を持つとういことであろう（アメリカでは特にこの効果について論じられている; Leary, et al., 1995）。実際、自尊心の効果が統制されない場合の幸福感と情緒的サポートの単純相関は、アメリカにお

いても有意なものであった ($r = .25, p < .001$)。この相関が重回帰分析で自尊心の効果を統制した場合には消失してしまうことから、情緒的サポートの幸福感に及ぼす効果は自尊心によって媒介されている可能性が示唆されている。今後の研究においては詳細な比較文化研究を通じた因果モデルをたて、この点について検討すべきであると考えられる。

最後に、3カ国での変数の平均値について検証した。大方において、3つの変数すべてにおいて日本人はもっとも低く、アメリカ人は最も高い値を示し、フィリピンがその中間であった。比較文化心理学者はこれらの平均値が直接的に比較可能であるとしてきたが、この仮説は近年の研究によって見直されつつある (Kitayama, 2002)。特に、質問項目で用いられている語彙や文章が文化を通じて本当に同一のものであるかは不確かである (Peng, Nisbett, & Wong, 1997)。さらに重要なことに、態度尺度への回答を行う場合、人はグループ内の他者と自分を比較しがちである。参照グループは文化によって異なっているため、反応の実際の意味は文化に依存したものとなりがちである (Heine, et al., 2002)。上記のような理由から、態度尺度の平均値の文化差を妥当なレベルで解釈することは困難であると考えられる。

第3節 交換された情緒的サポートの共有理解（研究2—1，2—2）

研究1での分析から、アジア文化においては関係性の中の他者からの情緒的サポートが幸福感にとって非常に重要であるため、個人は交換される情緒的サポートをよりよくモニターしていると予測される。そして、関係性の中でやりとりされるケアやサポート・援助などについての共有理解を基本にした互惠関係は、集合的・個人的双方での幸福感の基盤となっているであろう。

この分析に一致して、Miller and Bersoff (1994)は、アメリカ人と比較してインド人は互惠性の義務を知覚するよう動機付けられがちであることを見出した。彼らは、北米においては情緒的サポートが自由選択に基づいて行われた場合にのみ「本当のもの」として知覚されるため、サポートは与え手自身の親切な態度の表出であるとされがちであることを論じている。これに対しインドでは、互惠性の義務を感じることによって動機付けられた情緒的サポートが永続的な相互協調性を確認するという決定的な役割を担っており、それゆえに非常に有益とされている。おそらく日本などのほかのアジア文化においてもこの分析は当てはまるであろう。

本研究では交換されている情緒的サポートの知覚は北米よりもアジアにおいてより社会的に共有されがちであろうと予測する。もしそうであるならば、アジア人による互いの情緒的サポートの知覚は、アメリカでの場合に比べて互いに一致したものとなるであろう。この予測を検証するため、本研究では友人から受け取った情緒的サポートの知覚が、友人による「与えた」という知覚によって予測されうるかどうかを検討する。これら二つの知覚の間の相関関係は日本のほうがアメリカよりも高いのではないかと考えられる。

研究 2—1

方法

被験者

アメリカ人大学生同性友人ペア 20 組 40 人（男性ペア 10 組、女性ペア 10 組）と日本人大学生同性友人ペア 23 組（男性ペア 17 組、女性ペア 6 組）。アメリカ人被験者のうち 3 名はヒスパニック系で、2 名はアジア系、それ以外の被験者はヨーロッパ系アメリカ人であった。年齢はいずれの群でも 18 歳—22 歳であった。被験者には実験参加の謝礼としてアメリカでは 5 ドル、日本ではそれに相当する金額が各個人に支払われた。

手続き

いずれの国においても、実験参加の意志を示した被験者が、同じ大学内の同性の親しい友達を特定し、ともに同じ時間に実験に参加した。実験室到着後に部屋を分けられ、個人で回答した。まず、ペアの親しさを調べるため、（1）一緒に来た友人とどのぐらいの頻度で顔をあわせるか（1 = 1 週間に 1 回以下、2 = 1 週間に 3 回以下、3 = 毎日）と、（2）知り合ってから長さ（1 = 1 年以内、2 = 2 年以内、3 = 2 年以上）をたずねた。

それから被験者は 16 種類の情緒的サポート（Sarason, et al., 1987 をもとに、久田ら, 1989 が修正を加えたもの）を提示された（p47, 表 3 参照）。この尺度は、身近な他者からの励まし、慰め、その他の情緒的サポートをどのぐらい受け取っていると知覚しているかの程度を尋ねるものとなっていたが、本研究においては、被験者はそれぞれのサポートをペアから受け取った程度（たとえば、「私が落ち込んでいるとき、友達は元気づけてくれる」という頻度の知覚を尋ねる）とペアに与えた程度（たとえば、「友達が落ち込んでいるとき、元気づける」という頻度の知覚を尋ねる）の双方を 5 件法で回答した。どちらか一方の回答（受け取りか供給か）を行った後で、もう一方の回答を行うようにし、その順番は被験者間でカウンターバランスした。

最後に、内田・北山（2001；付録参照）による、思いやり尺度に回答させた。研究 1

での結果やこれまでの知見から、思いやりの程度は他者からの情緒的サポートの知覚と強く関連していることが示されている (Kitayama & Markus, 2000)。つまり、思いやりの高い人は親しい他者からのサポートの量をより多く報告しがちであるといえる。今回はサポートのやり取りの知覚の一致度を調べるため、このような個人の思いやり特性によるサポートの知覚効果をコントロールすることとした。

結果と考察

関係性の親しさ

まず、アメリカと日本のペアのサンプリングは、その親しさにおいては等しいものであった。表2にまとめたように、日本とアメリカのペアでお互いに会う頻度と知り合ってから長さの長さに有意な差は見られなかった (会う頻度 $\chi^2=0.26$, n.s. ; 知り合ってから長さ $\chi^2s=2.18$, n.s.)。

表2 日本人ペアとアメリカ人ペアの (1) どのぐらいの頻度で顔をあわせるか (2) 知り合ってから長さについての各反応カテゴリーのペア数

	日本人ペア	アメリカ人ペア
<u>会う頻度</u>		
1週間に1回以下	12	10
1週間に3回以下	7	7
毎日	4	3
<u>知り合ってから長さ</u>		
1年以内	3	1
2年以内	4	3
2年以上	16	16

さらに、別の親しさの指標として、16 種類のサポートの供給と受け取りの平均値を算出し、比較検討した。すると、友人から受け取ったサポートの知覚は日米で同程度であったが ($M =$ 日本 3.73 vs. アメリカ 3.82, $t < 1$)、友人に与えたサポートの知覚は日本よりアメリカでやや高かった ($M =$ アメリカ 4.04 vs. 日本 3.83, $t(82) = 1.71$, $p < .10$)。この結果は北米では自己高揚バイアスが強固に見られるが、アジアの文化では検出されないという従来知見と一致している (Heine, Lehman, Markus, & Kitayama, 1999)。16 種類のサポートのやりとりの量は、日米双方ですべて妥当な程度に高いものであった。

サポートの受け取りの知覚が、友人の「提供した」という報告によって予測されるか

友人からのサポートの受け取りの報告が、友人による「与えた」という報告によって予測されるかどうかを検討するため、各被験者のサポートの受け取りの知覚を従属変数に、その本人の思いやりの程度、友人のサポートを与えたという報告を独立変数として、重回帰分析を行った。思いやりの効果を入れずに、互いのサポートの報告のみの相関も検討したが、結果は同様であった。またこの分析の際、ペアデータを扱うことによる重複性・類似性を排除するため、Griffin and Gonzalez (1995) による diad dyad-level data での相関係数の修正手法を用いて分析した。

まず、サポートの受け取り、供給それぞれについて、16 のサポート項目の平均値を算出した。これまでのデータと同様、日米双方において情緒的サポートの受け取りの知覚はその知覚者の思いやりの程度によって有意に予測されていた (日本 $\beta = .39$, $p < .05$ 、アメリカ $\beta = .47$, $p < .05$)。さらに重要なことに、予測に一致して、日本においては情緒的サポートの受け取りの知覚は、その友人の「与えた」という報告によって有意に予測されており ($\beta = .42$, $p < .05$)、日本では情緒的サポートの受け取りの知覚は社会的に共有されていることが明らかになった。しかしこの効果はアメリカ人被験者ではほとんど見られなかった ($\beta = -.00$, n.s.)。日米の偏相関係数の差は有意であった ($\chi^2(1) = 3.98$, $p < .05$)。

16 種類のサポートそれぞれについてもこのパターンが検証されるかどうかを調べるため、それぞれの項目に関して、各被験者のサポートの受け取りの知覚を従属変数に、その本人の思いやりの程度、友人の当該のサポートを与えたという報告を独立変数として、重

回帰分析を行った。16項目での友人の報告との偏相関係数をまとめたのが、表3である。ここで示されているとおり、16項目の間での差異が見られるが、ほとんどの項目において、日本の方がアメリカよりも相関係数が正の方向に高い。この結果から日本人の方が親しい関係性での情緒的サポートの互惠的交換をよりよくモニターしているということが示されている。

サポートのやり取りの知覚の正確さのもう一つの指標は、自己のサポートの受け取りの報告量と、パートナーのサポートの供給の報告量の間の絶対値の差である。予測に一致して、これらの差は日本の方がアメリカよりも小さかった(日本 $M = 0.43$ vs. アメリカ $M = 0.67$, $t(84) = 2.71$, $p < .01$)。

表3. 本人の思いやりの程度・友人の当該のサポートを与えたという報告を独立変数として、各被験者のサポートの受け取りの知覚を予測させた重回帰分析の16の領域における偏相関係数

	日本人	アメリカ人
1. 落ち込んでいると、元気付けてくれる。	.43**	-.15
2. あなたが失恋したと知ったら、心から同情してくれる。	.29+	-.20
3. 何かうれしいことが起きたとき、それを我が事のように喜んでくれる。	.20	-.08
4. どうにもならない状況に陥っても何とかしてくれる。	.01	-.03
5. あなたがする話にはいつもたいい興味を持って耳を傾けてくれる。	.21	.11
6. 大切な試験に失敗したと知ったら、一生懸命慰めてくれる。	.16	.12
7. 元気がないとき、すぐに気づいて気遣ってくれる。	.14	.12
8. 不満をおちまけたいときには、はけ口になってくれる。	.22	-.17
9. ミスをして、そっとカバーしてくれる。	.29+	-.09
10. 何かを成し遂げたとき、心からおめでとうと言ってくれる。	.49***	-.02
11. 一人では終わらせられない仕事があったときには、快く手伝ってくれる。	.20	-.11
12. 日頃からあなたの実力を評価し、認めてくれる。	.14	.09
13. 普段からあなたの気持ちをよく理解してくれる。	.25	.17
14. あなたが学校での人間関係で悩んでいると知ったら、いろいろと解決方法をアドバイスしてくれる。	.19	.33
15. 良いところも悪いところも全て含めて、あなたの存在を認めてくれる。	-.17	.12
16. あなたを心から愛している。	.10	-.10
Combined	.42*	-.00

+p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001

研究 2—2

研究 2—1 においては、予測通り日本人被験者が友人から受け取った情緒的サポートの量と種類を正確に報告するのに対して、アメリカではこのような現象が見られないことが明らかにされた。

しかし、この結果については別の解釈も可能である。研究 2—1 ではアメリカ人被験者の方が日本人被験者よりも、自分が相手に供給したサポートの量を多く報告していたが、これはこれまで確認されてきたような、アメリカ人における「自己高揚バイアス」が影響していた可能性がある。もしもこの影響が強ければ、すなわち、「自己高揚バイアス」によって、自分が供給している量を実際の供給量より多く報告してしまうとすれば、それによってペア間のサポートの情緒的サポートのやりとりの知覚の一致度は減じられてしまうであろう。このような場合、研究 2—1 でアメリカ人ペアのサポートの知覚が一致しなかったのは、相手の行動をモニターしていなかったからではない、ということになる。実際、研究 2—1 ではサポートの授受の「頻度」という、非常に抽象的な質問でこれを測定していたため、個人によるバイアスが反映されやすくなっていたと考えられる。

そこで、研究 2—2 ではサポートの知覚そのものに文化差があるという仮説、すなわち日本人によるサポートの知覚はアメリカ人よりも互いに一致し、社会的に共有されたものであるという仮説をより明確に検証するため、自己高揚的回答バイアスを最小限にするような「具体的な過去の事象の記憶」を指標とし、研究 2—1 の結果が追試されるかどうかを検討した。

方法

被験者

アメリカ人大学生同性友人ペア 12 組 24 人（男性ペア 5 組、女性ペア 7 組）、異性友人ペア 7 組。日本人大学生同性友人ペア 21 組（男性ペア 8 組、女性ペア 13 組）。アメリカ人被験者のうち 1 名はアラブ系で、1 名はロシア系、それ以外の被験者はヨーロッパ系ア

メリカ人であった。同性ペアと異性ペアについては結果に差がみられなかったので、これらを一つの群として分析した。年齢はいずれの群でも 17 歳—22 歳であった。被験者には実験参加の謝礼としてアメリカでは 5 ドル、日本ではそれに相当する金額が各個人に支払われた。

手続き

いずれの国においても、実験参加の意志を示した被験者が、同じ大学内の親しい友人を特定し、ともに同じ時間に実験に参加した。実験室到着後に部屋を分けられ、個人で回答した。まずペアの親しさを調べるため、(1) 一緒に来た友人とどのぐらいの頻度で顔をあわせるか (1 = 1 週間に 1 回以下、2 = 1 週間に 3 回以下、3 = 毎日) と、(2) 知り合ってから長さ (1 = 1 年以内、2 = 2 年以内、3 = 2 年以上) をたずねた。

それから被験者は 10 種類の情緒的サポート行動を提示された (p53, 表 5 参照)。これらの項目は、Saito and Kitayama (2002) が、日米でサンプリングした情緒的サポート行動のリストの中から、代表的かついずれの文化においても一般性のある項目を抽出して作成したものであり、日米それぞれの文化からサンプリングされたサポート行動が半数ずつ含まれていた。よって、このリストはアメリカと日本の両方の文化で共通しており、それぞれに意味が理解されるような行動項目となっていた。また、それらには相手がよい状態にある場合になされる情緒的サポートと、相手が困っているときになされる情緒的サポートの二種類のサポートが含まれていた。本研究においては、被験者はそれぞれのサポートをペアから受け取ったことがあるかないか (たとえば、「私が悩んでいるとき、気持ちが落ち込まないよう励ましてくれた」という行動をしてもらったことがあるかどうか) と、もし受け取ったことがあるならば、それを一番最近に受け取ったのは何日前か (「3 日前」「30 日前」など) をできるだけ正確に思い出して回答するよう教示された。また、それぞれのサポートをペアに与えたことがあるかないか (たとえば、「友達が悩んでいるとき、気持ちが落ち込まないよう励ました」という行動をしたことがあるかどうか) と、もし与えたことがあるならば、それを一番最近に行ったのは何日前かについてもできるだけ正確に思い出して回答させた。どちらか一方の回答 (受け取りか供給か) を行った後で、もう一

方の回答を行うようにし、その順番は被験者間でカウンターバランスした。

なお、研究2—1では思いやりの効果がそれほど見られなかったため、本研究においてはこれについては検討しなかった。

結果と考察

関係性の親しさ

まず、アメリカと日本のペアのサンプリングは、その親しさにおいては等しいものであった。表4にまとめたように、日本とアメリカのペアでお互いに会う頻度と知り合ってから長さの長さに有意な差は見られなかった（会う頻度 $\chi^2=3.64$, *n.s.* ; 知り合ってから長さ $\chi^2_s=3.23$, *n.s.*）。

表4. 日本人ペアとアメリカ人ペアの（1）どのぐらいの頻度で顔をあわせるか（2）知り合ってから長さについての各反応カテゴリーのペア数

日本人ペア		アメリカ人ペア
<u>会う頻度</u>		
1週間に1回以下	3	0
1週間に3回以下	6	4
毎日	12	15
<u>知り合ってから長さ</u>		
1年以内	13	12
2年以内	2	5
2年以上	6	2

さらに、別の親しさの指標として、10 種類のサポートの供給と受け取りについて「行ったことがある」「もらったことがある」と答えた数の平均値を算出し、比較検討した。すると、友人から受け取ったサポートの知覚($M =$ 日本 6.12 vs. アメリカ 7.61, $t(78) = 2.77 < .01$)、友人に与えたサポートの知覚($M =$ 日本 5.00 vs. アメリカ 5.53, $t(78) = 5.53, p < .001$)ともに、アメリカの方が日本よりも多かった。また、サポートの供給と受け取りの日にちを対数変換したものの¹平均値を比較したところ、友人から受け取った日にち ($M =$ 日本 1.68 vs. アメリカ 0.98, $t(76) = 7.37 < .001$)、友人に与えた日にち ($M =$ 日本 1.69 vs. アメリカ 0.96, $t(77) = 8.28, p < .001$) ともに、日本よりアメリカの方がより最近であった。この結果は研究 2—1 を追試するものである。10 種類のサポートそれぞれのやりとりの量は、日米双方ですべて妥当な程度に高いものであった。

サポートの供給・受け取りが「あったかなかったか」の知覚についての一致度

10 項目のサポートそれぞれを「受け取ったことがある」という知覚が、友人による「与えたことがある」という知覚によって予測されるかどうかを検討するため、二者の知覚が一致する確率の期待値を算出し、実際の一致度がそこからどれだけ隔たっているかを検討した²。すると、日米ともに、実際の一致度は期待値を有意に上回っていた（日本：期待

¹ 日数の尺度は回答の幅が大きく (0~1440 日)、分布の偏りも極端であるため、そのままで平均・相関などを算出すると、より大きい数値によって結果の方向がゆがめられてしまう。このことを避けるため、Morling et al., (2002) にない、日数を対数変換した。

² たとえば、ある人がどの項目に対しても「受け取った」と答えがちな傾向を持っており、またその友人がどの項目に対しても「与えた」と答えがちな場合、それぞれの項目についての「与えた」「受け取った」という友人同士の知覚は一致しやすくなってしまうと考えられる。そのため、この「一致しやすさ」を考慮に入れて実際の一致度を検討する必要がある。期待値は、一方が「受け取ったことがある」と答えた量と、他方が「与えたことがある」と答えた量の積を全体の項目数である 10 で割ったものと、逆に一方が「受け取ったことがない」と答えた量と他方が「与えたことがない」と答えた量の積を 10 で割った値の和として算出した。たとえば A が受け取ったと答えた項目数が 8、受け取らなかったと答えた項目数が 2 に対して、B が与えたと答えた項目数と与えなかったと答えた項目数がそれぞれ 5 の場合、期待値は $(8 \times 5) / 10 + (2 \times 5) / 10 = 5$ となる。実際の一致度は、A が受け取ったと答えている項目に B も与えたと答えている数と、A が受け取らなかったと答えている項目に、B も与えなかったと答えている数の合計をカウントして算出した。

値の平均 5.52, 実際の一致度 6.60, $t(41) = 6.18, p < .001$; アメリカ: 期待値の平均 6.91, 実際の一致度 7.92, $t(37) = 5.08, p < .001$)。実際の一致度に有意な日米差はなかった ($t < 1$)。この結果から、サポート行動を行ってもらったことがあるかないかという基本的な知覚については日米ともに友人間で共有されていることが明らかにされた。

サポートの受け取りの記憶が、友人の「提供した」という記憶と一致しているか（日数の相関）

友人からのサポートの受け取りについての出来事の記憶が、友人による「与えた」という記憶と一致するかどうかを検討するため、それぞれのサポートをやりとりしたのはいつか、という報告日数をまず対数変換したのち、各被験者の「サポートを何日前に受け取ったか」と、友人による「何日前にサポートを与えたか」という報告の相関係数を算出した。この分析の際にも研究 2—1 と同様、Griffin and Gonzalez (1995) による diad dyad-level data での相関係数の修正手法を用いて分析した。

まず、サポートの受け取り、供給それぞれについて、10 のサポート項目での平均回答日数（対数変換済み）についての相関を調べた。予測に一致して、日本においては情緒的サポートの受け取った日の記憶は、その友人の「与えた日」の記憶によって有意に予測されており ($r = .51, p < .001$)、日本では情緒的サポートの受け取りの知覚は対人間で共有されていることが明らかになった。しかしこの効果は研究 2—1 同様、アメリカ人被験者では見られなかった ($\beta = -.13, n.s.$)。日米の相関係数の差は有意であった ($\chi^2(1) = 8.87, p < .01$)。

10 種類のサポートそれぞれについてもこのパターンが検証されるかどうかを調べるため、それぞれの項目に関して、各被験者によって報告された受け取りの日には何日前かと、友人の当該のサポートを与えたのは何日前かの報告の相関を検討した。10 項目での相関係数をまとめたのが、表 5 である。ここで示されているとおり、ほとんどの項目において、日本の方がアメリカよりも相関係数が正の方向に高くなっている。この結果から日本人の方が親しい関係性での情緒的サポートの互惠的交換の知覚をより共有しているということが示されている。つまり日本においては、「与えた」という行動は、相手が本当に

「受け取った」と感じているであろう場合にはじめて「与えた」と認識され、また逆に「受け取った」という認識は相手が本当に「与えた」という行為を行っていると思われる場合にはじめて確証されているといえよう。

表5. 各被験者によって報告された受け取りの日には何日前かという報告と、友人による当該のサポートを与えたのは何日前かの報告の相関係数（日数は対数変換済み）³

	日本人	アメリカ人
1. 悩んでいた時、気持ちが落ち込まないよう励ましてくれた。	.41 N=18	.39* N=33
2. 課題ができなくて行き詰まっていた時、アドバイスをしてくれた。	.40 N=10	.25 N=14
3. 何かに成功した時、話を聞いてくれた。	.61** N=20	.23 N=36
4. 頼みごとをした時、引き受けてくれた。	.63*** N=30	.15 N=32
5. 何か良い出来事があった時、一緒に喜んでくれた。	.39+ N=25	.13 N=32
6. 困難な課題を終えた時、それまでの苦労をねぎらってくれた。	.47 N=12	-.22 N=24
7. ストレスを感じていた時、食事につれていったり励ましのメッセージを送ったりしてくれた。	.80+ N=11	.39 N=16
8. 何か良い出来事があった時、お祝に何かしてくれた。	.42 N=5	-.43 N=13
9. うまいかないことがあった時、愚痴を聞いてくれた。	.24 N=24	.28 N=33
10. 一人では終わらせられない仕事があつて困っていた時、手伝ってくれた。	.32 N=4	.23 N=15
Combined	.51***	-.13
+p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001		

³ これらの日数は「受け取ったこと（与えたこと）がある」と答えた場合にのみ回答されているため、受け取り・供給ともに「ある」と答えられた場合の数値のみが相関の計算に用いられた。たとえば項目1は、日本においては18人分の「受け取った」という回答分だけが相手も「与えた」と答えていた。それゆえに、項目によっては、この相関に使われた数値の個数が非常に少ないものがあり、相関係数がかなり高いにも関わらず、有意になっていない相関係数がある。

サポートのやり取りの知覚の正確さのもう一つの指標は、自己のサポートの受け取りが何日前かという報告と、パートナーによるサポートの供給が行われたのは何日前かという報告の絶対値の差である。先述のように、サポートの供給と受け取りの日にちを対数変換したものの平均値を比較すると、友人から受け取った日にち、友人に与えた日にちともに、日本よりアメリカの方がより最近であった。また標準偏差も日本の方が双方の指標ともに大きく（受け取り：日本 0.48, アメリカ 0.27；供給：日本 0.55, アメリカ 0.30）、日本の方が回答の範囲が大きかった。つまり、アメリカと日本では数値の間隔と範囲の異なる尺度を用いて回答した形になっており、このままの数値で絶対値の差を分析すると、日本人の絶対値の差の方が実際よりも大きく見えてしまう可能性がある。このため、標準偏差と平均値を統制するように、もとの日数を標準化した値を使って絶対値の差を比較した。この結果、A によって報告された「何日前に受け取ったか」と B によって報告された「何日前に供給したか」という報告の差の絶対値は日本の方がアメリカよりも有意に小さかった（日本 $M = 0.40$ vs. アメリカ $M = 0.83$, $t(73) = 3.87$, $p < .001$ ）。

これらの結果から、アメリカでも日本でも、ある種類のサポートを行ったり受け取ったりしているかいないかという最も基本的な知覚については友人間で一致しているが、サポートの授受に関する具体的な過去の記憶については日本でのみ友人間で一致していた。この結果は研究 2—1 を追試するものである。また、過去の事象についての具体的記憶という、より個人的な「自己高揚バイアス」が含まれにくい指標を用いた場合においてもアメリカでは友人間での共有認知が得られなかったことから、対人知覚における文化差が実際に存在していることが示唆されたといえよう。

第4節 第2章の総合考察

本研究は幸福感の間主観的形態に関しての初めての証拠を提供した点で非常に意義深いと考えられる。多くのアジア文化においては、特に他者との調和的な関係性の中で間主観的状態にある場合に幸福が達成され、それが本当に意味のあるものとして強く感じられがちである。幸福感の間主観的形態は関係性にある人々による情緒的関わりに対するモニタリングを通じて実現されるものである。それゆえに、幸福感の間主観的形態には関係性の中の他者に対して、自分の行動を暗黙裡もしくは明示的に調和させることが必要不可欠である。おそらくそのような調和的行動によって、日本人被験者が友人から受け取った情緒的サポートの量と種類を正確に報告することが可能になっていると考えられる（第3節の研究2—1、2—2およびアジアでの対人的調和性の証拠を示した Ji, Schwarz, & Nisbett, 2000 も参照のこと）。さらには、アジア人がアメリカ人に比べて情緒的サポートから多くの利益を得ているという知見に一致して、第2節（研究1）ではアジアでの幸福感が他者からの情緒的サポートの知覚によって予測されていることが明らかにされた。そしてこのような効果はアメリカ人では見られなかった。今後は情緒的サポートが幸福感に与える因果的影響を調べる実験を行っていく必要があるだろう。

今回の研究では北米での幸福は主観的・個人的に形成されていることについても見出された。特に、情緒的サポートや思いやりといった社会的要因も重要とされているにもかかわらず、社会的要因の効果はほとんど自尊心によって媒介されていた。これまでの人格・社会心理学の領域における幸福感についての大多数の理論においては、幸福感の構成が主観的であることや個人的プロセスに基づいていることなどが一様に強調されてきた。幸福感を一種の目標達成とするような捉え方もそのひとつである（たとえば Emmons, 1986）。また、幸福感を過去に起こった快楽的経験に対する選択的探索に基づいた個人的判断とみなす理論も存在する（たとえば Kahneman, 1999）。本研究で得た結果は、これらの理論は特に西洋的文化価値観を反映して構成されたものであることを示している。

また、本研究での情緒的サポートの知覚についての研究は、対人関係の構成・維持のされ方についての文化差を示唆している点で非常に意義深い。対人関係とは個人という主体同士の結びつきであり、関係性においても個々の主体性・能動性が重視されるアメリカでは (Miller & Bersoff, 1994)、友人の状態や行動のモニターよりも、自分自身の友人選択や友人に対する行動が社会関係の構成に不可欠な要素と考えられているかもしれない。実際、Miller & Bersoff (1994) の結果からも、サポートの相手を選択し、自分の意志でサポートを与えるという行為に意味があることが示唆されている。もしそうであれば、自分が選択した友人に対して行う自分の行動に対する知覚以外の部分、たとえば相手が本当にサポートを受け取ったと感じてくれているかどうかや、相手が自分にサポートを与えてくれたことがあるかどうか、などを考慮する必要性は少ないであろう。

これに対して日本では、友人選択よりも関係性の維持そのものが重視されている傾向がある。つまり、相手が行ってくれたことを返すこと、相手の状態をモニターして必要としているサポートを与えることなどが重要な知覚となるであろう。実際、Saito & Kitayama (2002) によって日米で収集されたサポート経験についての状況記述を内容分析した結果、アメリカ産のサポートには自分が相手に行ったサポート行動の説明が多く含まれているのに対し、日本産のサポートでは自分の行動よりも、サポートの受け取り手である相手の状態についての説明が多く含まれていた。つまり日本は本質的に他者志向的であるため、サポートの定義そのものに相手へのモニタリングが含まれるのに対し、アメリカでは個人の動機づけに基づく行動がサポートの定義となっていた。このような関係性のあり方の違いは、幸福感という心理的適応感と連動して維持されている可能性がある。今後は互惠関係のありそのものと、幸福感がそれぞれの文化でどのように関連しているのかを詳細に検討していく必要があるだろう。

最後に、新しい方法論の導入にも焦点をあてたい。研究2—1、2—2では友人ペアを用いて、それぞれの個人が行う判断の一致度を検証した。このように実際のペア状況を用いることによって、日常的に存在する間主観的なプロセスの明確なビジョンを実験に持ち込むことに成功したといえる。この方法論は、幸福感を含む社会心理学的なさまざまな現象における社会的プロセスの基本的重要性を研究者に認識させることができるという意味

において、社会心理学における重要な手法として付け加えられるべきであろう。

第3部 自己評価

第2部では、幸福感という心理的適応と精神健康における重要な機能の性質が、文化によって異なっていることが明らかにされた。

幸福感は自己や周囲の状態をどのように知覚するのか、ということと非常に関連している。北米の文化においては自己の状態が良いとき、優れていると知覚されたときに幸福が感じられるであろうし、日本などのアジア文化においては、自己が他者と結びついていると知覚されるときに幸せが感じられる。とすると、「自己評価」や「他者評価」にもそれぞれの文化的意味慣習を基盤とした差異が見いだされると考えられる。

第2部で示したように、北米では自己を実際よりも高く評価することが精神健康に通じるとされているが (Taylor & Brown, 1988)、この分析に一致して、北米では自尊心や自己に対する評価を維持・高揚させようとする「自己高揚的傾向」が繰り返し検出されている。

しかし、自尊心高揚への希求は日本をはじめとするアジア文化では見られず、その相対的な重要性の低さが示されている。実際、日本においては自己高揚的なバイアスが見られないばかりか、たとえば成功の原因を運などの自分以外の要因に、失敗の原因を自分の能力に帰因させるような、「自己批判的傾向」が見られることが明らかになってきている (北山・高木・松本, 1995)。

これらの傾向は、自己を意識的に評価した場合の「明示的自己評価」において見られることが示されている。しかし近年では、自己が直接的には評価の対象であることが明確になっていないような状態で測定される「暗黙の自己評価」の指標の開発がなされ、注目が集まっている。そして、北米人だけではなく、明示的には自己を低く評価する日本人も、暗黙には肯定的な自己評価を示すという証拠があげられている。

このような「日本人の矛盾した自己評価」については、二つの解釈がなされている。一

つ目は、明示的な自己批判は建前であり、暗黙の自己評価が本音であるという解釈である。

この理論の背景にあるのは、人にとっての自尊心の機能は文化を通じて普遍的なものであり、アジア文化で自己高揚傾向が見られないのは「謙遜」の文化的制約によってそれが表出されないだけである、という普遍主義である。そしてもう一つは、自己評価をはじめとする自己・他者の知覚は、文化的な習慣による意味づけと連動したものであるため、日本的な文化慣習においてはどちらも「本当」の心理傾向であり、これらが矛盾することなく共存している、という解釈である。

本研究では後者の立場に立脚し、これを検討する実証研究を行う。

まず第1章では、これまでの明示・暗黙の自己評価の洋の東西での実証研究をレビューし、これまで明示的自己評価においては、アメリカでは自己高揚的傾向が、日本では自己批判的な傾向が見られてきたが、暗黙の自己評価においてはいずれの文化においても肯定的自己評価が検出されたという実証的証拠を提示する。そしてアジアなどの相互協調的文化においては自己批判的傾向が社会的な慣習と意味の中で重要な役割を果たすため、これが自分への暗黙の肯定的評価を形成し、結果的に明示的自己批判傾向と暗黙の自己愛着が共存するという理論をたてる。

そして第2章の研究3では、明示的自己評価は北米の方がアジア（日本・フィリピン）よりも高いが、ネームレター効果で測定される暗黙の自己評価はアジアでも北米と同様に見られるばかりか、アジアの方が高い可能性もあることを検証する。さらには、これらの自己評価の双方が、周囲との関係性へ参与することによって形成されていることを示す。

続く第3章では、日本における4つの実証研究（研究4—1から4—4）を通して、第2章で示されたような暗黙の自己評価と相互協調的な対人関係への関与との関わりを具体的に検証する。第2章ではこれらの間に相関関係が見いだされたが、この値自体は高いものではなかった。この理由として、他者との関係性の中で得られた肯定的自己表象が、日常的に活性化されにくいことが考えられる。そこで、第3章では4つの様々なプライミン

グを用いることによって肯定的自己表象の活性化を行い、暗黙の自己評価と相互協調的対人関係との間のより強い相関関係を示した。

第4章では、アジアで広く検証されてきた明示的自己批判と暗黙の自己愛着のパターンが、親密で相互協調的な社会関係の文脈におかれた場合には、アジア以外の文化でも見られる可能性について示す。研究5では、日米で暗黙の連合テスト(IAT)の修正バージョンを用いて、友人を比較対象として自己評価させた場合にはこのパターンが双方の文化で見られることを示す。さらに研究6では、逆に情緒的な相互協調性の文脈が存在しない状況下では、日米双方で、アメリカで通常見られるような明示・暗黙での肯定的自己評価が見られることを検証した。

これらの実証研究を通して、文化、他者との関係性、自己評価の連動システムを明らかにすることを目指す。

第1章 洋の東西における明示・暗黙の自己評価

第1節 明示的自己評価

近年の人格・社会心理学では自己が文化によって異なることが示されつつある（たとえば、Fiske, et al., 1998; Markus & Kitayama, 1991b; Markus, Mullally, & Kitayama, 1997; Shweder & Bourne, 1984; Triandis, 1989, 1995）。この20年間の多くの研究により、自尊心は日本などの他の文化と比較して、アメリカで圧倒的に高く（レビューは Heine, et al., 1999 を参照のこと）、また自己についての自由記述をさせた場合にもアメリカ人の方が日本人よりも肯定的な側面を表出しがちであることが示されてきた（Kanagawa, Cross, & Markus, 2000）。同様に、自尊心維持・高揚効果においても、アメリカ人では繰り返し検出されているのに対し、日本人ではほとんど見られないということが知られている（Heine, Kitayama, Lehman, Takata, Ide, Leung, & Matsumoto, 2001）。重要なことに、日本における多くの研究では、その反応の匿名性が保たれており、謙遜などの自己呈示の効果が最小限の場合にも自己批判的傾向が見られることが示されている（Kitayama & Uchida, in press; Matsumoto & Kitayama, 1999; 村本・山口, 1997; Heine, et al., 1999）。さらには、自己批判的傾向は非意図的な行動指標においてもみられる（Heine, et al., 2001; 高田, 1987）。日本における自己批判的傾向は、それまで北米で強固にみられてきた自己高揚的傾向（たとえば Steele, 1988; Taylor & Brown, 1988; Tesser, 1986）と対照的であったため、非常に注目を集めた。

このような文化差は特に自己を直接の評価対象とした「明示的自己評価」の領域で顕著に見られ、多くのデータが存在する。

成功と失敗の帰因

当初出来事の原因を同定しようとする帰因過程は、Kelley (1973) がモデル化したように、極めて合理的な認知・推論過程として扱われてきた。しかし実際にはこの過程には個人的な自己評価維持欲求などの動機づけによるバイアスが含まれていることが示されてきている。

これに関しては、主に課題に対する成功と失敗の帰因という領域で行われてきた。試験などで良い成績をとった時にそれを「自分の能力」などの自分の内的属性に帰因すれば、それは自尊心を維持することにつながる。逆に、「運がよかった」「試験の内容が簡単だった」といった外的な要因に帰因するならば、それは自己の能力への否定的評価を表し、自尊心を高めることにはならない。自分の成功の原因を能力などの内的要因に、そして失敗の原因を運や課題などの外的要因に帰因するような傾向は、「利己的帰属バイアス」(self-serving attributional bias) と呼ばれ (Zuckerman, 1979)、主に欧米ではこの傾向が一貫して示されてきている (Bradley, 1978; Davis & Stephan, 1980; Miller & Ross, 1975)。

たとえば Miller (1976) は、「社会的知覚テスト」の後にフィードバックを与えてから成績の原因帰属を行わせた。すると、被験者は成績が良かった場合にはテストの妥当性を確信し、成績が悪かった場合にはテストが自分の能力を反映していないと考える傾向を示した。そしてこの傾向は、「社会的知覚テスト」の妥当性と重要性が十分に立証されていると教示されていた条件で顕著に見られた。このことは課題の重要性が大きいほど自己高揚的動機付けが強まることを示している。同様に、Larson (1977) は、グループでの問題解決課題において、成功したというフィードバック（平均点以上）と失敗したというフィードバック（平均点以下）を行ったところ、成功条件でより自分がその結果に関与していたと知覚されたことを示している。このような帰因傾向は日常的場面でも見られる。Arkin and Maruyama (1979) は、テストの後、生徒は成績が良ければその結果を受け入れるが、成績が悪ければテストの妥当性を疑い、反省はあまり行われなかったことを示している。

しかし日本では利己的な帰因バイアスが見られず、逆に失敗を自分の能力や努力の欠如などの内的要因に、成功を運の良さや課題の易しさなどの外的要因に帰因するという傾向がほぼ一貫して見られている (鹿内, 1978, 1983, 1984; Fry & Ghosh, 1980; レビューは北山

ら、1995 参照)。北山ら (1995) は過去 20 年間に日本人被験者を対象にして行われた帰因研究を分析している。半数以上の研究では実験課題を用いた成功・失敗の帰因を見ているが、この場合特に自己批判的傾向が顕著であることが示されている (たとえば鹿内, 1978)。さらに Yamauchi (1988) や室山・堀野 (1994) は、自己批判的帰因とともに、課題を一緒に行った者に対する他者高揚の傾向も見られることを示している。

また、学業などの現実生活の中での課題においてもこの傾向は示されており、特に「努力」への帰因が顕著であることが挙げられている。例えば Miyamoto (1985) は、日米で児童の算数の成績に対する帰因を行わせたところ、アメリカの児童は成功したときに能力に帰因する自己高揚的傾向を示したのに対して、日本の児童は失敗した場合に能力や努力に帰因する自己批判的傾向を示すことを明らかにした。これに関しては日本においては「努力重視」の文化慣習が優勢であり、自己批判的帰因を行うことによってさらなる努力を促すプロセスが存在しているためではないかと考えられる。

村本と山口 (1997) は、日本においては自己批判と集団高揚的帰因が共存していることを実証している。彼らは「社会的感受性測定テスト」を行った後、それらの成績のフィードバックを「優れている」とする成功条件と「劣っている」とする失敗条件に割り振り、帰因過程を調べている。すると、失敗条件の方で特に「能力の欠如」という内的帰因が顕著に見られた。彼らはこの実験を個別条件と集団条件で行って比較しているが、成功条件での内的要因への帰因は集団条件 (「集団内」に帰因する傾向) の方が、個人条件 (「個人内」に帰因する傾向) よりも強いのに対し、外的要因への帰因は個人条件でより多く見られた。失敗条件ではこれとは逆に、個人条件で内的要因への帰因がより強く見られ、外的要因への帰因は集団条件でより多く示された。村本と山口はこれら自己批判と集団高揚の傾向を、集団を高揚させることで間接的に自尊心を保つ動機付けと、自己批判を行い相手の自尊心を高めることによる関係性の維持過程から論じているが、これに関して北山 (1998) は、村本と山口の結果は集団高揚というより自分以外の他者の高揚であり、これを相対的な自己批判の表れであると論じている。

同様に遠藤 (1997) は、日本においては個人的アイデンティティより社会的アイデンティティが重要であることを指摘した上で、内集団バイアスを「集団レベル」と「親密な関

係レベル」に分類し、特に後者の方（親友関係、夫婦関係）で関係性高揚（一般よりも良い関係であると知覚すること）が見られると同時に、関係内においては相対的他者高揚と自己批判が見られることを示している。具体的には親友関係においては、自分から見た親友の評定（良い友、信頼できる、など）の方が、親友が自分をどのように思っているかを推測して評定した値よりも有意に望ましいものであることが示された。また、夫婦関係においては、パートナーの互いの評定を比べると、夫婦ともに相手の方を望ましく知覚していることが見いだされている。興味深いことに遠藤は、関係性を肯定的にとらえていればいるほど自己批判が行われていることを見いだしている。これは、関係性高揚が実は「他者高揚」、つまり関係の肯定的知覚が他者に帰因されて起こっていることを意味していると考えられる。そしてこのことから、自己批判は他者高揚と結びついて他者への感謝の気持ちを生み出すため、関係性を良いものに保つ効果があるとも考えられる。

人並み以上効果 (*False Uniqueness Bias*)

他者と比較して自分が相対的にどのくらいの位置にいるかと考えるときに、実際以上にそれを高く見積もる効果のことを 人並み以上効果 (*false uniqueness bias*) と呼ぶ。Alicke, Klotz, Breitenbecher, Yurak, and Vredenburg (1995) や Brown (1986) は、北米ではほとんどの人が一般的な他者より自分が望ましい特性を持っていると知覚していることを指摘している。

アメリカの高校生を被験者にした調査では、リーダーシップというポジティブな特性について、70%の人が自分は平均的高校生よりも上であると答え、平均よりも下であると答えた人はわずか2%しかいなかったことが報告されている (Dunning, Meyerowitz, & Holzberg, 1989)。現実には上位から下位までのランク付けが存在し、平均よりも上の人が 70%もいるということはない。つまりこのような結果は、ほとんどの人が自分を実際以上に肯定的な存在として認識していることを示しているといえる。

このような傾向はモラルや運転などの技能 (Guerin, 1994; McKenna & Myers, 1997)、知性、身体的魅力、有能さ・親切さなどの肯定的特性 (Matsumoto & Kitayama, 1999; Kitayama & Markus, 2000 にて報告) など、様々な次元で見られる。

しかし Markus and Kitayama (1991a) や Heine and Lehman (1997) は、望ましい特性において自分を平均的な他者よりも過大に評価するような傾向は日本・韓国・タイなどでは見られないことを報告している。Markus and Kitayama (1991a) は、日米の大学生に、能力（知的能力、記憶力、運動能力）、独立性、協調性（思いやり、あたたかさ）について、同じ大学の中に自分よりそれらの属性についてより優れている人が何%いると思うかを尋ねている。するとアメリカ人学生は平均すると 30% ぐらいしか自分を上回る人はいないと答えており、理論的な平均値である 50% とは有意な差が見られた。これは従来と同じ自己高揚的評価の結果である。しかし日本人学生では 50% との有意差は見られず、自己高揚的な評価が消失することが見いだされている。この結果は、Matsumoto and Kitayama (1999; Kitayama & Markus, 2000) にて報告) によっても追試されている。

自尊心の高さ

自尊心とは、総合的、一般的な自己評価であるとされており (Brown & Dutton, 1994)、質問紙などを用いて測定されることが多い。代表的なのは Rosenberg (1965) によって開発された「自尊心尺度」である。これには例えば「全体的に私は自分自身に満足している」「私は自分が多くの長所を持ち合わせていると思う」「私にはあまり誇れるものがない気がする (逆転項目)」などの項目が含まれている。

そして Baumeister, Tice, and Hutton (1989) は、どの自尊心尺度を用いても、北米における被験者の回答の平均値は、理論的に予測される中央値よりも有意に高くなることを見いだしている。しかし日本人は大方が中間点程度をつけることが知られている (北山, 1998)。

重要な能力課題における社会的比較

高田 (1987) は、能力課題を何試行か行わせ、最後に本人と他の参加者の成績についての偽のフィードバックを行った。すると日本人被験者は成功したという情報よりも失敗したという情報に対してより注意を向け、またそれを信頼できるものとして受け入れた。

また、Heine, et al. (2001) は、自己批判的傾向を追試した上で、それが自己呈示によって媒介されていないことを示した。彼らは重要な課題（創造性テスト）への偽のフィード

バックを与えた後に、同様の課題にどのくらい長く自発的に取り組むかを測定した。すると日本人は失敗条件の後により長く類似課題に取り組み、さらにそのテストを正確に創造性を測定しうるとして受け入れることを明らかにした。この結果について Heine, et al. (2001) は、日本人の自己知覚は自分の足りないところに注意を向け、それを補おうと努力するように動機づけられているのではないかと述べている。

肯定的・否定的自己関連情報のどちらに影響を受けやすいか

Kitayama, et al. (1997) は、比較文化的な状況サンプリング実験を行っている。まず日米で失敗や成功に関する日常的状況をサンプリングし、そしてそれを日米の別の被験者に呈示してそれぞれの状況でどの程度自尊心が上がったり下がったりするかを尋ねた。すると日本人の自尊心が成功状況よりも失敗状況によって影響されて自尊心を大きく落としやすく、また日本産の状況がより自尊心の低下を喚起するものであることが示された。アメリカではこれとは逆に人々の注意も成功状況に向きやすく、成功状況で自尊心を大きく高揚させ、またアメリカ産の状況はより自尊心の高揚を喚起するものであった。

第2節 暗黙の自己評価

上記のことから、自尊心に文化差があることは自明であるが、曖昧になっている点も多い。特に近年、自尊心には暗黙のレベルと明示的レベルが存在することが示されてきている。自己と連合した様々な評価的情報の中には、明示的に「自己に関することである」と認識されるものとそうでないものがあり、前者は「明示的自己評価」の基盤となっており、後者の、暗黙のレベルで自己と結びついている情報は、「暗黙の自己評価」の基盤となっているとされている (Greenwald & Banaji, 1995)。明示的な評価は質問紙などを用いて比較的簡便に測定することができるのに対して、自己を意識的・直接的な評価対象としない状態での自己に対する暗黙の態度を測定するのは困難である。そのため、暗黙の自己評価の個人差を測定することに成功している研究例は従来はこれまで存在しなかった。しかし近年、Greenwald らをはじめとする研究グループにより、いくつかの妥当な暗黙の自己評価の指標が開発され、様々な文化で検証されつつある。そして、欧米だけではなく、明示的には自己を批判的に評価する日本においても、暗黙の指標では肯定的自己評価が見られることが明らかにされている。

ネームレター効果

ネームレター効果とは、自分の名前に含まれる文字をより好ましく評価する傾向である。Nuttin (1985, 1987) はヨーロッパ人の被験者のペアに対になったアルファベットの文字を呈示し、どちらの文字をより好ましいと思うかを判断させた。そのうちの一方は一人の被験者の名前に含まれる文字であり、もう一方はもう一人の被験者の名前に含まれる文字であったが、結果、被験者自身の名前に含まれているアルファベットの方がより好まれていることが明らかになった。これについて Greenwald & Banaji (1995) は、名前は自分の一部であり、自己に関連した情報を持つため、名前に含まれるアルファベットの好き嫌いを判断させることは直接自己を評価するものではないが、間接的な自己評価を表すと論じ

ている¹。

ネームレター効果は日本 (Kitayama & Karasawa, 1997) やタイ (Hoorens, Nuttin, Herman, & Pavakanun, 1990) においてもヨーロッパ (Nuttin, 1985)、北米 (Johnson, 1986; Greenwald & Banaji, 1995 にて報告) と同様にみられることが示されている。たとえば Kitayama & Karasawa (1997) はひらがな 50 文字を質問紙上に呈示し、「全く好きではない」から「とても好きだ」までの 7 件法でひらがなに対する印象を尋ねた。そこで得た値に対して、個人の中での 50 文字に対する好みを考慮した相対化を行い、さらに各文字が一般的に好まれている度合いとの相対化も行った上で、自分の名前に含まれる文字についての好みを調べた。すると、ネームレター効果が顕著に見られたばかりか、男性が姓の文字を好み、女性が名前の文字を好むという、男女差と名前のタイプの交互作用も見いだされた。このような交互作用は日本における社会制度（男性が自分の姓を継ぎ、女性は結婚すると姓を変える）と関連していると考えられる。また、彼らは同様に数字に対する好みを調べ、自分の誕生日や誕生月の数字が相対的により好まれているという「バースデーナンバー効果」も見いだしている。

暗黙の連合テスト

Greenwald らは、暗黙のレベルでの自己評価を測定する指標として、暗黙の連合テスト

¹ しかし名前はよく使用するものであり、普段目にすることも多い。従って自分の名前に含まれる文字を好むのは「単純接触効果」(mere exposure; Zajonc, 1968) による効果であって、自己評価とは全く関係しない、という説も存在する。これに対して Greenwald & Banaji (1995) は、(1) 単純接触効果による頻度効果はあまり見られない文字でおこり、見られる頻度が増加するにしたがって単純接触効果は消える、つまりアルファベットの好みには天井効果が存在する (2) ネームレター効果の中でもイニシャル文字が他の文字より好まれる「イニシャル効果」が見られることが示されているが (Johnson, 1986)、この効果はイニシャル文字の接触頻度とそれ以外の文字の接触頻度の割合の違いに比してとても小さいものであるため、単純接触効果では説明がつかない、という 2 点において反論している。実際、日本語の辞書でのページ数とその文字が好まれている度合いの関係をグラフにプロットすると、ある一定レベルよりも出現頻度の低い文字では頻度に対して一次関数的に文字の好まれる度合いが増加したが、そのような増加傾向は文字の頻度が増えるに従って見られなくなることが示されている (Kitayama & Karasawa, 1997)。また、日本語で使用頻度の高い助詞である「を」「の」「は」などの文字はあまり好まれていない (Kitayama & Karasawa, 1997)。このことから、ひらがなの好みは単純接触効果によってのみ引き起こ

(Implicit Association Test, 以下 IAT) を開発した (Greenwald & Farnham, 2000; Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998)。IAT では、二つのカテゴリー判断課題の連合関係によって暗黙の態度が測定される。まずひとつの課題では、個人の属性についてのさまざまな単語（名前、職業、電話番号など）がスクリーン上に提示され、それが自己に関連するものか、そうでないかという判断が行われる（自－他判断課題）。もうひとつの課題においては、いくつかの評価的単語が提示され、それが良い意味を持つか、悪い意味を持つかを判断する（評価判断課題）。これらの二つの課題をそれぞれ練習した後に、個人属性語と評価的単語が混ぜられた状態で、ランダムに提示される。そこで被験者は、個人属性語が提示された場合には自分か自分でない（他者）かという判断を、評価的単語が提示された場合には良い・悪いの判断を行う。ひとつの条件では自他判断における「自分」という反応と、評価的単語判断における「良い」を同じキーを押すことによって判断させる。たとえば、「自分に関する属性もしくは良い意味の単語であれば左のキーを、他者に関する属性もしくは悪い意味の単語であれば右のキーを押すように」と指示される。もうひとつの条件では、これらの組み合わせが変えられる。たとえば、「自分に関する属性もしくは悪い意味の単語であれば左のキーを、他者に関する属性もしくは良い意味の単語であれば右のキーを押すように」と指示される。Greenwald ら (1998) は、これらの二つのカテゴリー判断がより連合されやすい組み合わせである場合に、その反応時間が短くなると述べている。そして、Greenwald and Farnham (2000) は、この場合、「自分」という反応が「良い」という反応と同じキーで押すように組み合わせられていた場合のほうが、その逆の組み合わせ（自分－悪い）の場合よりも反応時間が有意に速いことを見出した。この現象は暗黙のレベルで「自己」というものを「良い」と連合させていること、つまり自己への肯定的態度を表すものであると考えられる。

そして、暗黙の連合テストを用いて、日本においても自己が肯定的な評価的意味と連合していることが明らかにされてきている（本論文第4章；山口・村上, 2000）。

されるものではないことが示唆される。

意味的プライミング課題

さらには、意味プライミング課題を用いても暗黙の自己評価が測定されている (Hettis, Sakuma, & Pelham, 1999)。彼らは、評価的プライミング法を用いて、「私 (I)」という単語が暗黙に肯定的な意味を有していることを明らかにした。つまり、ほかの単語と比べて、「私」がプライミングされた場合の方が「良い」というターゲット刺激に対する判断が速かった。そして、「私たち (us)」という単語の意味はアメリカ人より日本人において肯定的であり、「私 (me)」の意味は日本人よりもアメリカ人においてより肯定的であることを見いだした。

第3節 本研究の検討課題

：明示的自己批判と暗黙の自己愛着の共存システム

相互協調的な社会関係における自己評価

明示的な自己批判と暗黙の自己愛着は一見すると矛盾した現象である。それゆえに、アジア人は本心では自分のことを良い存在であると評価しているのにも関わらず、謙虚にふるまわねばならないという規範があるため、明示的レベルにおいてはその本心を隠しているのではないか、つまり自己批判は建て前ではないか、といわれることがある。当然のことながら、自己批判はしばしば自己呈示に関わる動機によって起こりうるものであろう。しかしながらこの解釈だけでは、アジア人が匿名性が完全に保障された行動指標などを用いた場合にも自己批判を示すなど（レビューは Heine ら, 1999 などを参照のこと）、意識外のレベルにおいても自己批判的であるという現象を説明することができない。とすると、明示的自己批判と暗黙の自己愛着の共存は、さらに逆説的であるかのようなのである。

この「矛盾」を解き明かす糸口として、Kitayama and Markus (2000)は、明示的自己批判はしばしば非常に親密で情緒的な相互協調的な社会関係に不可欠な要素であると論じている。相互協調的な社会関係はあらゆる文化において見られるが、アジア文化においてはより顕著である (Markus & Kitayama, 1991b)。

この仮説に対する証拠として、アジアの相互協調的な文化では、様々な状況において自己批判的傾向が一般的であり、また機能的な役割を果たすことが見いだされてきている (Heine, et al., 1999; Kitayama & Markus, 1999)。第1に、自己批判は他者への尊敬を示すのに非常に有効であり、彼らとの社会関係の調和を保ち顔をたてることにつながる。第2に、自己批判的傾向は社会的に共有されている「理想像」に照らし合わせて自己の欠点を見いだすことにつながる。それにより、足りない部分を改善するよう動機づけられ、その結果として周囲からも受け入れられるようになるであろう (Heine, et al., 2001)。第3に、相互協調的な社会関係においては、思いやりや同情、他者へのケアやサポートが集団の凝集性

や仲間意識を生み出す主要素であると考えられるが (Smith, 1976)、自己批判を行うことにより、他者からの思いやりや慰めといった、情緒的なサポートをより多く受け取ることであり、その結果として他者との情緒的結びつきがより強まることになるであろう。それゆえに、個人と他者とは切り離せないものとして認識されるようになる (Aron, Aron, Tudor, & Nelson, 1991; Mills & Clark, 1994)。

自己評価を関係性から捉えなおすような視点はこれまであまり見られなかったが、特に上述の第3点目に見られるような他者からの肯定的フィードバックは、「他者と情緒的に結びついている存在」としての暗黙の自己評価の土台を形成していると考えられる。

ここでは3つの特徴が挙げられる。まず第1に、アジア文化における自己批判のような、文化的に促進される行動には肯定的な暗黙の意味 (例えば深い対人関係の中でやり取りされる思いやり、同情、励ましなどの肯定的なフィードバックが与えられるなど) が付与されるが、これらの肯定的フィードバックは他者が本当に困難な状況に置かれている場合にのみ生じやすいと考えられる。実際、他者が見せかけ上の態度や自己呈示として謙遜を表明していると認識したならば、その人に対して肯定的フィードバックを与えることは抑制されるであろう。第2に、このようにして付与される暗黙の肯定的意味づけは、暗黙のうちに行動を促進したり抑制したりするような文化の意味や慣習から生じてくるという意味で、非常に社会的なものである。第3に、さらには、これら社会的意味は行為者によって明示的には意識されないであろう。なぜならば、文化的慣習や意味はしばしば暗黙のものであり、意識的知覚の背景として存在しているからである。しかし結果として得られる仲間意識や他者からの肯定的フィードバックは暗黙に自分自身への肯定的感情を形成するであろう。それらは自己の心的表象に暗黙のうちに結びつき、また活性化される。それゆえに、これらは暗黙の自己評価の基盤となると考えられる。

もしそうであるならば、相互協調的な対人関係のやりとりが頻繁なアジア文化においては明示的自己評価はアメリカより低いものの、暗黙のレベルにおいてはアメリカと同等、もしくはそれ以上の自己評価を示すのではないかと考えられる (仮説1)。そしてそれは、対人的な関係性から得られるものであり (仮説2)、明示的な自己批判的傾向と矛盾することなく共存すると考えられる (仮説3)。

日本文化におけるこのような自己評価のパターンを明らかにすることは、日本文化の構造を明らかにする上で非常に重要であると思われる（たとえば Lebra, 1976; Rosenberger, 1992）。さらにこれにより、自己が歴史的に構築された社会・文化的状況に、行為や慣習を通じて関わることによって構成されていくのではないかという、より広い心理学上の問題についても考察を加えることができよう（Bruner, 1990; Cole, 1996; Fiske et al., 1998; Markus, Kitayama, & Heiman, 1997; Shweder & Sullivan, 1993）。つまり、日本文化の傾向を検証することは、社会・文化的に構築された自己というものを分析することにつながるであろう（たとえば Cooley, 1902; Mead, 1934）。

さらには、これらの自己評価の組み合わせが日本以外の文化においても見られる可能性についても考えられる。これまでの知見から、明示的自己批判と暗黙の自己愛着という組み合わせは、日常的な社会関係の中での相互協調的価値が重視される日本などのアジア文化においてより一般的であるといえる。これに対し、対人関係における相互協調的価値がアジア文化ほど一般的ではない北米文化では、このような組み合わせは稀である。しかし本研究では、親密でより相互協調的な社会関係の文脈を呈示した場合には、明示的自己批判と暗黙の自己愛着の組み合わせが北米文化においても見られる可能性を検証する（仮説4）。

そこで以下の第2章では、ネームレター効果および暗黙の連合テストを用いた比較文化的実証研究を通じて、まず日本やフィリピンなどのアジア文化では、北米に比較して明示的自己批判は低い暗黙の自己評価は北米と同程度に高いかどうかについて検証する（仮説1）。さらに、第2章と第3章で、明示的自己批判と暗黙の自己愛着が対人関係や社会関係のあり方と連動していることを示す（仮説2）。

さらに第4章では、相互協調的な関係性の文脈を呈示した場合には、日本だけではなくアメリカでも明示的自己批判と暗黙の自己愛着の共存が見られるかどうかについて検討する（仮説3、仮説4）。これらの研究を通して、自己評価の社会的・文化的構成プロセスについての考察を行う。

第2章 実証研究 文化と暗黙の自己評価

—日本・アメリカ・フィリピンにおける ネームレター効果の検証—（研究3）

第2章では、明示的レベルにおいてはアメリカで日本よりも自己評価が高いという結果が繰り返し検証されてきているが、暗黙のレベルにおいては同様の予測があてはまらないのではないかとこの予測を検証する。そして第1章の仮説1で述べたように、暗黙のレベルにおいては日本でもアメリカと同等かそれ以上の自己評価が見られる可能性がある。しかし現在のところ、具体的にこの仮説について検討したものは見られない。そこで本研究では暗黙の自己評価の指標としてよく使用されている「ネームレター効果」(Kitayama & Karasawa, 1997; Nuttin, 1985)を用いて、どのような文化差がみられるのかを検証する。

本研究ではさらに2つの仮説を設定する。第1に、明示的自己評価についても検証し、これまで見られてきたような、アメリカにおいてアジアよりも明示的自己評価が高いという効果が追試されるかどうかを検討する。第2に、明示的・暗黙双方の自己評価が、協調的な社会関係への参与によって高められているという仮説（第1章の仮説2）を検討する。暗黙の自己評価は社会関係に存在する肯定的意味によって構成されているという仮説が正しいければ、自分にとって必要不可欠な社会関係に関わることで暗黙の自己評価の維持にとって非常に重要となると考えられる。興味深いことに、明示的自己評価についてはこれを指示する証拠がある (Leary et al., 1995, Study5)。本研究ではこれが暗黙の自己評価についてもみられるかどうかを検証する。これまでもみてきたように、暗黙・明示的自己評価は異なるものであるが (Greenwald & Farnham, 2000)、いずれも社会関係への参与によって構成されている可能性がある。

方法

被験者と方法

被験者はミシガン大学とウェイクフォレスト大学のアメリカ人学生159名（男性66名、女性93名）、デ・ラ・サール大学のフィリピン人学生243名（男性134名、女性109名）、京都大学と甲南女子大学の日本人学生242名（男性110名、女性132名）。アメリカ人被験者はすべてヨーロッパ系アメリカ人であった。いずれのサンプルの被験者も18歳から23歳であった。被験者はグループで質問紙に回答した。尺度は英語もしくは日本語で作られたものであり、それぞれ英語・日本語・タガログ語に翻訳した後逆翻訳も行い、意味が等価になるようにした。

質問紙

質問紙は協調的な社会関係への参与に関連したいくつかの尺度を含んでいた。第1は、関係性への相互協調的関わりの程度を測定する Singelis (1994) の相互協調的自己観尺度であった。第2は関係性の中にある他者への思いやり傾向の個人差を測定する内田・北山 (2001;付録参照) による思いやり尺度、第3は一般的な他者への信頼性を測定する一般的信頼感尺度 (Yamagishi & Yamagishi, 1994) であった。さらには他者から情緒的サポートの受け取りの知覚 (久田ら, 1984) と他者へのサポートの供給の程度の知覚 (菊池, 1988) の指標も加えた。被験者はこれらの尺度に5件法で回答した。これらの尺度はすべての文化において一定の信頼性を有していた ($\alpha_s > .53$)。

明示的自己評価の指標としては、Rosenberg (1965) の自尊心尺度を用いた。これは最も広く使用されている尺度の一つであり、多くの文化で高い信頼性が得られている。本研究においても高い信頼性が得られた ($\alpha_s > .78$)。

質問紙の一番最後で、ネームレター効果を測定した。「アルファベットの文字に対する好みの傾向についての調査」と書かれた紙に、日本では46文字のひらがな、アメリカとフィリピンでは26文字のアルファベットがランダムに並べられ、被験者はどの程度それらの文字を好きかどうかを7段階で評定した（1＝あまり好きではない～7＝とても好き

だ)。

回答終了後、すべての被験者は調査の目的を説明されたうえで、同意した場合には自分の名前を書くように求められた。

結果

暗黙の自己評価：ネームレター効果

個人のネームレター効果の算出は、Kitayama and Karasawa (1997) に準じてそれぞれの国ごとに行った。自分の名前に含まれる文字の相対評価と、被験者全体での文字の好みの傾向を考慮した相対評価を被験者ごとに算出するために、まず各被験者の各々の文字（ひらがな46文字もしくはアルファベット26文字）に対する評定値から文字全部への評定の平均値を引いて、個人内での文字の評定値の相対化を行った。さらにそのように相対化されたそれぞれの文字評定ごとに、その文字が名前に含まれていない人のみでの平均値を求め、これを文字に対する好みの一般的基準値とした。そして被験者ごとに、自分の名前に含まれる文字への相対的好みがこの基準値からどれだけ隔たっているかを算出した。この値が0より大きければネームレター効果が見られたと解釈できる。日本語では濁点のついた文字や小さい字は削除した（たとえば山田俊一なら「や」「ま」「し」「ん」「い」「ち」に対する好みを算出した）。また、アメリカやフィリピンではイニシャル文字はそれ以外の文字よりも日常的に使用されることが多く、より注意を引きつけやすいという特性を持っているため、イニシャル文字に対するネームレター効果はそれ以外の文字に対するものと区別して算出した。また、姓と名については性別により好みの傾向が異なる可能性がある（Kitayama & Karasawa, 1997）、それらについても分けて算出した。左記の例でいえば、姓の一番目は「や」に対する好みの相対値、姓の2番目以降は「ま」に対する好みの相対値、名の一番目は「し」、名の二番目以降は「ん」「い」「ち」に対する好みの平均値をそれぞれ算出した。ネームレター効果の平均値をまとめたのが表1である。

表 1. 3 カ国におけるネームレター効果の平均値と標準偏差

		フィリピン	日本	アメリカ
イニシャル	M	1.56	0.95	1.33
	SD	(1.22)	(1.14)	(1.06)
2 番目以降	M	0.51	0.46	0.30
	SD	(0.66)	(0.83)	(0.63)

従来の研究結果を追試して、いずれの国においても、イニシャル文字・2 番目以降の文字の双方で有意なネームレター効果がみられた。次に、ネームレター効果が国と種類（イニシャルもしくは 2 番目以降）によってどのように異なるのかを調べるため、国（日本、アメリカ、フィリピン）×位置（イニシャル、2 番目以降）の 3×2 の分散分析を行った。すると国×位置の交互作用が有意であった ($F(2, 641) = 18.00, p < .0001$)。いずれの国においてもイニシャル文字の方がより好まれていたが、イニシャル文字でのネームレター効果は日本よりもアメリカとフィリピンで強かった ($t(641) > 4.36, ps < .001$)。この結果はアメリカやフィリピンにおいては、イニシャルをよく使用する習慣があるが、日本ではひらがなのイニシャルを使うことはほとんどないということと関連していると考えられる。逆に、2 番目以降の文字に関しては、アジア（日本とフィリピン）の方がアメリカよりも、より強いネームレター効果を示した ($t(641) > 2.02, ps < .05$)。また、国の主効果も有意で、フィリピンにおいてほかの 2 国よりもネームレター効果が強かった ($F(2, 641) = 11.09, p < .0001$)。最後に、位置の主効果もみられ、イニシャル文字の方が 2 番目以降の文字よりもより強く好まれていた ($F(2, 641) = 350.56, p < .0001$)。

また、性別による名前の位置と種類（姓か名か）の好みの違いを検討するため、性別（男性、女性）×位置（イニシャル、2 番目以降）×種類（姓、名）の $2 \times 2 \times 2$ の分散分析を行った。名前の位置と種類ごとに、男女別のネームレター効果をまとめたのが表 2 である。

表2. ネームレター効果の種類・位置・性別ごとの平均値と標準偏差

			男性	女性
姓	イニシャル	M	1.23	1.07
		SD	(1.40)	(1.52)
	2 番目以降	M	0.36	0.36
		SD	(0.81)	(0.92)
名	イニシャル	M	1.21	1.65
		SD	(1.45)	(1.20)
	2 番目以降	M	0.43	0.59
		SD	(0.85)	(0.94)

性別×位置×種類の交互作用が有意であったことから ($E(1, 613) = 8.85, p < .003$)、名前の文字の好みはこれらによって異なることが示された。性別と種類の交互作用も有意であり ($E(1, 163) = 24.16, p < .0001$)、女性は姓よりも名を好んでいるのに対し ($t(613) = 8.96, p < .001$)、男性ではこれらの間に有意な差はみられなかった ($t(613) < 1, n.s.$)。これは Kitayama and Karasawa (1997) を追試する結果である。最後に、種類の主効果が有意であり、姓よりも名の方がより強く好まれていた ($E(1, 613) = 31.11, p < .0001$)。また、イニシャル文字を2番目以降よりも好む位置の主効果もみられた ($E(1, 613) = 341.27, p < .0001$)。

明示的自己評価

Rosenberg の自尊心尺度の平均値のレベルを比較検証した。性別と国ごとに平均値をまとめたのが表3である。

表3. 3カ国における Rosenberg の自尊心尺度の平均値と標準偏差

	フィリピン		日本		アメリカ	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
M	3.52	3.65	3.24	3.00	4.09	4.13
SD	(0.56)	(0.64)	(0.82)	(0.74)	(0.62)	(0.58)

国（日本、アメリカ、フィリピン）×性別（男性、女性）の3×2の分散分析を行ったところ、国の主効果が有意であり、これまでの知見と同様、アメリカ人がフィリピン人、日本人よりも高い自尊心を示していた（ $E(2, 638) = 103.77, p < .0001$ ）。また、国と性別の交互作用も有意であった（ $E(2, 638) = 4.90, p < .01$ ）。日本では自尊心は男性の方が女性よりも高かったが（ $t(638) = 2.76, p < .01$ ）、フィリピンとアメリカでは有意な性差はみられなかった（ $t(638) < 2, n.s.$ ）。

社会関係への参与の指標

社会関係への参与に関連すると考えられる相互協調性・思いやり傾向・一般的信頼感・情緒的サポートの受け取りの知覚・他者へのサポートの供給の程度の知覚の指標は、いずれも相関しあっていた。因子分析を行ったところ、3カ国ともにそれらは一つの因子構造を持ち、それぞれの尺度はかなり高い因子負荷量を持っていた（ $> .54$ ）。国ごとの因子負荷量を示したのが表4である。この結果から、個人ごとに因子スコアを算出し、社会関係

への参与の指標とした。

表 4. 3 カ国での社会的関係性への参与の指標の因子負荷量

	尺度	関係性への参与因子への 因子負荷量
フィリピン	思いやり	.71
	情緒的サポートの受け取りの知覚	.72
	相互協調的自己観	.69
	情緒的サポートの供給の知覚	.59
	一般的信頼感	.56
	(説明率)	43.12
日本	思いやり	.77
	情緒的サポートの受け取りの知覚	.76
	情緒的サポートの供給の知覚	.64
	相互協調的自己観	.59
	一般的信頼感	.58
	(説明率)	45.18
アメリカ	思いやり	.76
	情緒的サポートの受け取りの知覚	.71
	一般的信頼感	.69
	情緒的サポートの供給の知覚	.59
	相互協調的自己観	.54
	(説明率)	45.18

明示・暗黙の自己評価と社会関係への参与との相関

ネームレター効果と Rosenberg の自尊心尺度、先述のステップで作成された社会関係への参与の指標の間の相関を検討した。まず国ごとにこれらを算出したが、対比較を行ったところ文化差がみられなかったため、これらのデータをひとつにまとめて検討することとした。ただし、自尊心と社会関係の参与についてはアメリカで平均値が最も高く、日本で最も低いという傾向が見られたので、3 カ国を一つにして相関係数を見る際には自尊心と

社会関係の参与の相関が実際より高くなってしまう可能性がある。このようなグループの効果を統制するため、Aiken & West（1991）に従い、それぞれのグループ（国）についてのカテゴリー変数をダミー変数として加えた上で重回帰分析を行った。この結果をまとめたのが表5である。

表 5. 暗黙の自己評価（イニシャルネームレター効果・二番目以降の文字のネームレター効果）と明示的自己評価（Rosenberg の自尊心尺度）、社会関係の参与の指標の偏相関

	A	B	C	
イニシャルネームレター効果 (A)	--			
二番目以降のネームレター効果 (B)	.32***	--		
Rosenberg の自尊心 (C)	.10*	.03	--	
社会関係の参与 (D)	.11*	.17***	.18***	--

*p<.05, ***p<.001

Leary et al., (1997) の結果と同様、Rosenberg の自尊心尺度と社会関係への参与の指標との間には有意な正の相関がみられた ($r = .18, p < .001$)。さらに重要なことに、ネームレター効果はイニシャルの効果、2 番目以降の効果のいずれもが社会関係への参与の指標と有意な正の相関を持っていた ($r = .11, .17, ps < .05$)。

さらには、Rosenberg の自尊心尺度はイニシャルネームレター効果と正の相関を持っていたが ($r = .10, p < .05$)、2 番目以降の文字のネームレター効果との間には有意な相関はみられなかった ($r = .03, n.s.$)。この結果は、イニシャルネームレター効果がより顕著で注意を引きつけるため、やや明示的なレベルでの自己評価の側面を持つことを示している。

考察

文化と二つのレベルの自己評価

本研究では明示的自己評価はアジアよりもアメリカでかなり高いのにもかかわらず、アジア（日本、フィリピン）と北米でネームレター効果による暗黙の自己評価が同様にみられることを示した。イニシャルネームレター効果はフィリピンとアメリカで日本よりも高かったが、2番目以降の文字でのネームレター効果はアジアでアメリカよりも高かった。この二つのネームレター効果の性質の違いが、結果のパターンの違いに影響したと考えられる。イニシャル文字は二番目以降の文字に比べてより顕現性が高いため、いずれの国の被験者もイニシャル文字をより好んでいた。しかしイニシャルを日常的に使用するアメリカやフィリピンではこの効果が大きく、これに対してひらがなでのイニシャルを使用することはほとんどない日本ではこの効果はそれほど大きくなかった。もしもイニシャルがより注意をひき、被験者が「これは私の名前に含まれている」という知覚に基づいて判断を行ったとすれば、イニシャルネームレター効果は部分的には「明示的」な自己評価を示していると考えられる。この解釈に一致して、実際にイニシャルネームレター効果は明示的自己評価の指標である Rosenberg の自尊心尺度との間に、相関の値は小さいものの、有意な正の相関を持っていた。これに対して、二番目以降の文字の好みは明示的自己評価とは相関していなかった。それゆえに、二番目以降の文字の好みはより暗黙のレベルでの自己評価を示していると考えられる。そして興味深いことに、この効果はアメリカよりもアジアで有意に高かった。

そして、明示的レベルではこれまで同様アメリカでアジアよりも高い評価が得られたが、それにも関わらず予測と一致して、アジアでアメリカと同等もしくはそれ以上の暗黙の自己評価が得られた。もちろん、この文化差は名前の使用法の文化差などのその他の要因と関係しているとも考えられるため、解釈には注意を要する。しかし、この結果はこれまで明示的指標においてアメリカ人はかなり自己高揚的で、アジア人は自己批判的であるとされてきた結果と異なっているため、注目に値する。

本研究では自己評価の平均値の文化差だけではなく、明示・暗黙の自己評価の双方が社

会的関係への参与と結びついていることも示された。重要なことに、この相関のパターンはいずれの文化でも同様にみられた。この結果は社会関係への参与が明示・暗黙の自己評価を高めるという仮説と一致している。

社会関係の二つのコミュニケーションと自己評価

従来の研究と同様、ネームレター効果、特に二番目以降の文字への好みに関しては、明示的自己評価と相関していなかった。また自己評価のレベルの国ごとでのパターンは明示・暗黙で異なっていた。

明示・暗黙の自己評価の双方が社会関係との関わりによって構築されているならば、なぜ二つの自己評価は異なっているのでしょうか。これまでの分析から考察すると、これらは社会関係の中にある異なるタイプの情報に影響されている可能性がある。一つは言語的反応などの明示的な情報で、もう一つはほほえみや暖かい表情などのより非言語的反応などの暗黙の情報である (Kitayama & Ishii, 2002)。たとえばある人が暖かい声の調子で名前を呼んできたならば、言語的意味それ自体には評価的信息が含まれないが、声の調子という暗黙の情報は肯定的である。言語的表現によってなされる明示的信息は明示的自己評価の源となっていると考えられる。これに対して暗黙の自己評価の源となるのは、文化慣習の中にある暗黙の意味付けであるとか、非言語的な手がかりによって伝達される暗黙の情報であり、明確に意識はされないが個人の中に付与されて暗黙に自己と連合しているようなものである可能性が高い。社会関係への参与により、人は明示・暗黙の情報を多く受けるであろう。社会関係への参与はそれゆえに双方の自己評価と相関していると考えられる。しかしこれらの二つの情報は一貫している必要はない。たとえばある人に厳しいコメントを、優しい声の調子で行うなどの場面は日常的にみられる。それゆえにこれら二つの自己評価は互いに異なったものとなるであろう。

結論

この推測の妥当性に関わらず、本研究のデータは自己と社会関係の文化による類似性と

差異を解釈する際の重要な手がかりを与えるであろう。これまでの研究によると、暗黙の自己評価はしばしば自己についての無意識のプロセスの表出であるとされてきた。しかし本研究の分析は、これを自己に関連する心理プロセスに取り込まれている社会—文化的プロセスから再考することの必要性が示唆している。

第3章 実証研究 日本文化における暗黙の自己愛着 —ネームレター効果と思いやり傾向の関係— (研究4—1から4—4)

本研究の目的は、特に日本文化に着目し、自己と社会的関係性との相互構成システムによる仮説 (Kitayama & Markus, 2000) を検証することである。特に、日本文化においては暗黙の自己評価は相互協調的な関係性の中にある他者からの明示的な自己批判への思いやりなどの肯定的フィードバックを反映して構築されるという仮説をより詳細に検討する。

日本における自己評価の矛盾を解き明かすには、いかに日本文化における意味慣習が自己を構築するかを考察する必要がある。Kitayama and Markus (2000) は、アジア、とりわけ日本文化の文脈においては、相互協調的な社会関係は互いの「思いやり」によって成り立っていると指摘している。そして自己批判的傾向は、このような相互思いやりの社会関係によって構成されているという。

第1章でも述べたように、この分析はなぜ明示的な自己批判と暗黙の自己愛着が結びついて日本的自己の中に「陰と陽」として存在するのかを説明する (Kitayama & Markus, 1999)。明示的な自己批判的知覚は、関係性の中の他者からの思いやりや慰めといった暖かい感情を引き出すためにはしばしば必要不可欠である。そして他者からの思いやりは暗黙の自己表象に結びつく。これらはしばしば暗黙の手がかりによって伝達されるため、自己表象への結びつきも暗黙のものであり、明示的に意識されることは少ないであろう。つまり、自己について意識的に考えた場合にはこれらの表象にはアクセスされにくい、暗黙の場合には活性化されるであろう。

本研究では、暗黙の自己評価が相互思いやりの社会関係への参与によって構築されるものであることを検証する。このようなメカニズムはたとえばフィリピンやアメリカなど、日本以外の文化でも見いだされたが (第2章参照)、相互思いやりの文化慣習によって成

り立っている日本文化においては（内田・北山, 2001; 付録参照）、この傾向がより顕著であると予測される。このような関係性に日常的に関わっている人は思いやりの受け手でもあり与え手ともなるため、思いやり傾向が強いであろう。さらには、このような人たちはより多くの他者からの肯定的な反応を受け取っているため、暗黙の自己評価が高いであろう。よって、社会関係への参与の指標の中でも特に思いやり傾向に注目し、これと暗黙の自己愛着の間の相関を検討することとした。

今回の研究では、特に状況想起ブライミングの手法を用いてこれを検討することにした。第2章では ネームレター効果と、思いやりを含む「対人関係への参与度」の指標との間には有意な相関が見られたが、相関係数自体はそれほど高いものではなかった ($r < .17$)。この理由として、他者からの思いやりの反応は、暗黙の自己表象に格納されており、日常的にはアクセスされにくいということが考えられる。そのため、思いやり尺度とネームレター効果の相関は、相互協調的な関係性とそこから得た他者からの肯定的反応が活性化された場合にはより強くなると考えられる。

研究4—1

社会関係が想起された場合には、思いやりとネームレター効果の間には高い相関が見られると考えられるが、研究4—1では周囲からの情緒的サポートを想起させるブライミングを用いてこれを検討した。

方法

被験者と手続き

大学生51名（男性31名、女性20名）を対象に、心理学の授業で一斉に行った。うち、明らかに実験の目的を悟って回答が歪曲されていた男性1名のデータを除いた50名のデータを分析対象とした。

まずはじめに、情緒的サポート尺度（久田ら, 1989）に回答させる課題をブライミングと

して行った。この尺度においては周囲にいる重要な他者を思い浮かべ、その人が様々な場面でどのくらい自分にサポートを与えてくれると思うか、その期待できる程度に応じて5件法で回答させた。この手続きによって、他者からの肯定的なフィードバックが思い起こされると考えられる。その後質問紙で46文字のひらがなをランダムに並べて紙を呈示し、それぞれに対する好みを7段階で評定してもらった（1＝あまり好きではない～7＝とても好きだ）。続いて、内田・北山（2001; 付録参照）による思いやり尺度に5件法で回答を求めた。

結果

ネームレター効果の分析は Kitayama and Karasawa（1997）に準じて行った。ネームレター効果に関しては第2章同様、顕著にみられた（ $M = 0.75, t(49) = 6.41, p < .001$ ）。また、種類（姓、名）と位置（イニシャル、二番目以降）で 2×2 の分散分析を行った結果、位置の主効果がみられ、イニシャル文字の方が二番目以降の文字よりも効果が大きかった（ $F(1, 47) = 22.59, p < .0001$ ）。

さらには仮説通り、ネームレター効果と思いやりの間には有意な正の相関が見られた（ $r = .30, p < .03$ ）。

研究4—2

研究4—1では、他者からの肯定的なフィードバックをブライムすることにより、ネームレター効果と思いやりの程度の間の高い相関が検出された。そこで研究4—2では別のブライム手続きを用いて、これが追試されるかどうかを検証した。

方法

被験者と手続き

大学生40名（男性22名、女性18名）を対象に、心理学の授業で一斉に行った。ま

ず被験者に目を閉じてもらい、自分がつらい思いをしたときのことを詳細に思い出してもらうよう教示した。相互思いやりの関係に参加している人は、つらい思いをしたときに他者から慰めや励ましを受けていると考えられるため、このプライミングは他者からの肯定的フィードバックを思い起こさせる操作となるであろう。その後質問紙で研究4—1同様、ネームレター効果と思いやりを測定した。

結果

ネームレター効果に関してはこれまで同様、顕著にみられた ($M = 0.66$, $t(39) = 5.07$, $p < .001$)。また、種類(姓、名)と位置(イニシャル、二番目以降)で 2×2 の分散分析を行った結果、種類と位置の主効果がみられた。それぞれ姓より名で効果が大きく ($F(1, 36) = 8.33$, $p < .01$)、また、イニシャル文字の方が二番目以降の文字よりも効果が大きかった ($F(1, 36) = 5.56$, $p < .05$)。

さらには仮説通り、ネームレター効果と思いやりの間には有意な正の相関が見られた ($r = .32$, $p < .04$)。

研究4—3

研究4—2においては研究4—1同様、プライミングの手続きを行うことにより、ネームレター効果で測定された暗黙の自己愛着と思いやりの程度の高い相関が検出された。そこで研究4—3では、自分にまつわるネガティブな状況について思い出してもらうプライミング手続きを用いて、引き続きこれを検証する。研究4—2と同様、この手続きにより周囲からの思いやり反応が活性化されると考えられる。さらに研究4—2ではつらい場면을思い起こすように教示したのみであり、実際に被験者が具体的な場면을思い出していたかどうかは定かではないので、研究4—3ではこの内容を記述させることとした。

方法

被験者と手続き

大学生男女51名（男性29名、女性22名）を対象に、5～8名の少人数のグループ単位で行った。プライミング記述で教示通りのことを書いていなかった3名（男性2名、女性1名）は分析対象から除外した。まずはじめに自分自身に関する恵まれていないことや望ましくないことについて、5分間思いつく限り詳しく記述させた。その後別の実験に参加してもらうという名目で部屋を移動してもらい、そこでネームレター課題、思いやり尺度に回答させた。

結果

ネームレター効果は引き続き検証された ($M = 0.63$, $t(47) = 6.39$, $p < .01$)。名前の種類、位置による 2×2 の分散分析を行ったところ、位置の主効果のみ有意であり、イニシャル文字がより好まれていることが示された ($F(1, 44) = 23.30$, $p < .001$)。

また、研究4—1、4—2と同様、ネームレター効果は思いやりによって予測されていた ($r = .34$, $p < .02$)。

研究4—4

上記3つの実験により、他者からの思いやりの反響がプライミングによって喚起された場面で、ネームレター効果と思いやりの間に高い相関が見出された。そこで研究4—4では、人間関係に関する人格特性語（例；親しみやすい、協力的な）をいくつか提示して、それに当てはまるかどうかを答えさせるプライミング手続きを用いて、この傾向を引き続き検証した。この手続きは対人関係にまつわるエピソードを喚起させるものであると考えられる。もしそうであるならば、研究4—1から4—3までと同様、ネームレター効果と思いやりとの間に相関が見られると予測される。

方法

被験者と手続き

大学生男女115名（男性90名、女性23名、未回答2名）のうち、81名は心理学のクラスで行い、残り34名は個別に行った。これらの群間で結果に差異が見られなかったため、以後報告する分析ではこれらをあわせて検討した。被験者にはまず72語の対人関係に関連した人格特性語が提示され、自分に当てはまるかどうかを○×をつけて判断した。その後にネームレター課題、思いやり尺度への回答を求めた。

結果

ネームレター効果は、研究4—1から4—3までと同様、顕著に見られた ($M = 0.51, t(114) = 7.04, p < .001$)。また、性別、名前の種類、位置による $2 \times 2 \times 2$ の分散分析を行ったところ、名のほうが姓より効果が大きいという、種類の主効果が見られた ($F(1, 107) = 11.12, p < .001$)。また、思いやりとネームレター効果の相関を見たところ、これらの間に有意な正の相関が見られた ($r = .24, p < .01$)。

総合考察

本研究では、暗黙の自己愛着が、自己批判をおこなったり、つらい思いをしたときに、他者から与えられた思いやりのフィードバックを反映して構成されているがゆえに、明示的自己批判と暗黙の自己愛着が共存するという仮説を立て、思いやり関係への参加の指標と暗黙の自己愛着が相関することを見出した。さらには、日常的には他者からの思いやりのフィードバックは自己表象の中で意識レベルでは活性化していないため、思いやりと暗黙の自己愛着の高い相関は、プライミングの手法により関係性についての記憶が活性化された場合に得られると仮定した。そして研究4—1から4—4までで、社会的関係性に関するさまざまなプライミング操作を用いた場合にこれらの高い相関が見られることを

明らかにした。ここで見られた相関は、いずれも研究3よりも大きいものであった。このことから、暗黙の自己評価と社会関係の参与の関係は、他者からの肯定的反応の活性化により強められることが示唆された。

日本的自己における特徴

本研究で得られた証拠は、日本的自己についての一定の考察を与える。第一に、日本人は明示的自己批判とともに、暗黙の自己愛着傾向も持つということである。そしてこれら二つの自己評価はどちらの本当の心理傾向であろう。意識的に自己について考えた場合には否定的な自己に対する知識が活性化されるが、同時に、意識的ではないレベルでは自己に対する肯定的情報も存在し、それが暗黙の課題を行った場合にはアクセス可能であることが示されたといえる。

第2に、暗黙の自己評価は自己が関わっている社会的関係性によって構成されていることが明らかになった。特に Kitayama and Markus (2000) で述べられているように、このプロセスは相互思いやりの社会関係によって促進されていると考えられる。相互思いやりの社会関係の中で自己批判を行うことは、他者からの肯定的フィードバックを喚起する。そして他者からの肯定的フィードバックは、対人コミュニケーションで表出されるような自己についての明示的表象とは結びつかず、暗黙の自己表象として、自己への肯定的評価の背景となっているであろう。

本研究ではネームレター効果がプライミングという状況要因と、思いやりの関係性への参与度という属性要因によって予測されることが明らかになった。これは自己システムが社会・文化的文脈と切り離して捉えることができないことを示している。本研究は自己が文化に生きることによって構成されていく過程を解き明かすひとつの礎となるのではなかろうか。

第4章 実証研究 明示的自己批判と暗黙の自己愛着 —日米における自己・友人評価の検討—

第1節 問題と仮説

William James (1890) 以来、自尊心は統合的な心理構成物であるとされてきた。自尊心の中心概念は「自己の肯定的評価の総体」とされ (Rosenberg, 1965)、関連する数多くの研究の中でこの定義は広く受け入れられてきた (レビューは Crocker & Wolfe, 2001 を参照のこと)。しかし近年の研究により、伝統的な自尊心の概念はやや単純化されすぎていることが示されるようになってきた。

たとえばこれまで示してきたように、北米文化においては明示・暗黙のレベルを問わず、常に肯定的自己評価が見られるのに対し、日本などのアジア文化においては明示・暗黙双方の自己評価の矛盾した評価が共存していることが明らかになっている。

しかし、この現象は日本においてのみ検証されているのではない。Greenwald らの開発した暗黙の連合テスト (IAT) (Greenwald & Farnham, 2000; Greenwald, et al., 1998) などで測定される暗黙の自己評価は、しばしば「あなたはどのくらい自分のことを価値があると思いますか」などの質問項目を用いて測定される明示的な自己評価とは一致しないものであるということがいくつかの研究から指摘されている。たとえば、これらはより自動的なレベルで測定された場合には正の相関を持つものの (Koole, Dijksterhuis, & van Knippenberg, 2001)、一般には暗黙・明示的自己評価の相関は非常に低いものであることが見出されている (Bosson, Swann, & Pennebaker, 2000; Greenwald & Farnham, 2000)。相関関係の低さは、これらが一致した個人差を示さないことを表しているが、第2章ではこれに加えて、日本

やフィリピンでは明示的自己評価が低いのに暗黙では高い自己評価が見られるというように、全体の平均値を比較してみてもこれら二つの指標が不一致となることについて示された。

これまでの知見から明示的自己批判と暗黙の自己愛着という組み合わせは、日常的社会関係の中での相互協調的価値が重視される日本などのアジア文化においてより一般的であるといえる。これに対し、対人関係における相互協調的価値がアジア文化ほど一般的ではない北米文化では、このような組み合わせは稀である。しかし本研究では、明示的自己批判と暗黙の自己愛着の組み合わせはアジア文化に特異に見られる、限定的なものではないのではないか、と予測する。逆に、親密でより相互協調的な社会関係の文脈を呈示した場合においては、このような組み合わせが北米文化においても見られるのではないかという可能性を検討する。

第2節 相互協調的關係性における自己評価（研究5）

第2節の研究5では、相互協調的な親しい關係性において日米での明示・暗黙の自己評価を検討する。暗黙の連合テスト（IAT）で用いる「自己」「友達」の評価刺激としては、これらの語彙（「私」「友達」）をそのまま用いてそれらへの評価的連合を調べることも可能であるが（村上・山口, 2000）、この評価的連合が、自分自身や友人本人への評価をどこまで反映しうるかは必ずしも明らかでない。このため、本研究では自分と、親しい友人本人と直接にリンクさせるような評価刺激を用いることとした。具体的には、自分と友人の筆跡を評価刺激として用い、自己評価 IAT（Greenwald & Farnham, 2000）の修正バージョンを行うこととした。修正バージョン IAT の方法は標準的な IAT に準ずるものであった。明示的レベルにおいては、友人評価と比較して自己評価はより低くなるのに対し、暗黙のレベルでは友人評価と比較して自己評価の方が高くなると予測した。そして、実際の親しい關係性の文脈においては、このパターンが日米双方で検出されるという仮説を検討した。

加えて、相互協調的な關係性の中での明示的な自己評価がしばしば本心に基づくものであり、少なくとも自分や他者について感じている評価を正しく反映しているのではないかという仮説を検証した。概して、社会心理学では反応が匿名下で行われた場合には、ある程度個人的レベルでも保有している態度が表出されていると考えられている（レビューは Eagly & Chaiken, 1993; Tetloch & Manstead, 1985 などを参照のこと）。それゆえ、本研究では匿名性のかなり強い条件下での明示的な自己と友人の評価も検討した。

方法

被験者

大学生の同性友人ペア 43 組を対象に行った。うち、23 組 46 名（男性ペア 17 組、女性ペア 6 組）は日本人の大学生、20 組 40 名（男性ペア 9 組、女性ペア 11 組）は日本に短期留学中（留学期間は 2 ヶ月から 10 ヶ月まで）のアメリカ人大学生であった。アメリカ人

被験者 40 名のうち、ヨーロッパ系アメリカ人 37 名についての結果を報告する。日米での被験者群の年齢は等しいものであった (18 才から 23 才)。

手続き

実験参加に同意した人に、親しい同性の友人を連れて一緒に実験に参加するよう依頼した。ペアで実験室に来てもらい、二人の実験者が認知的判断課題を行うと説明した。それから空白の 12 個の四角が縦に並べて印刷された紙を示し (p105, 付表 1 の左列参照)、それぞれの四角の中に無意味綴り (日本語: あへ・ほぬなど 英語: BJ, RK など) を被験者自身に記入させた。その際、まず実験者が 12 の四角のうちランダムに選んだ 6 つに、一人の被験者にこちらで読みあげる無意味綴りを記入してもらい、もう一人の被験者には残りの 6 つに同様に記入してもらった。記入後一人の実験者がその紙をコピーし、同一の刺激を一人の被験者につき 1 枚ずつ、合計 2 枚用意した。その後ペアの片方と実験者の一人が別の部屋に移動し、実験者と被験者が 1 対 1 になり、回答が友人に見られないという状況設定にした。

実験は次のような手順で行われた。まず、一緒に来た友人と知り合ってから長さ、何を通じた関係か、どれくらいの頻度で会うかを尋ねた。その後暗黙の自己・友人評価 (IAT)、明示的自己・友人評価の質問紙の順に行った。

< 暗黙の自己・友人評価 (IAT) > (1) 「筆跡判断課題」では、自分と友人の筆跡で無意味綴りを書かれたシートが示され、それぞれが自分によって書かれたものか、友人によって書かれたものかを判断させた。被験者はシートを見て、上から順に自分の筆跡ならば左手で、友人の筆跡ならば右手でそれぞれ膝をたたくよう教示され、12 の筆跡に対してなるべく速くかつ間違いのないように判断するように求められた。この試行は 2 度行った。

(2) 「評価的単語判断課題」では、評価的に良い意味と悪い意味を持つ単語それぞれ 6 個ずつ¹ がランダム順に書かれたシートが示され (p105, 付表 1 の中央列参照)、被験者はそ

¹ これらの単語はあらかじめ使用頻度・望ましさについての予備調査を行った後に選定された。さらに、人物を表すものは特にそれらが自分や友人に当てはまる場合に結果に影響する可能性があるためこれを排除した。

れぞれの単語が良い意味か悪い意味かを判断した。「自分—良い」条件の場合、被験者は上から順に良い意味の単語なら左手で、悪い意味の単語なら右手で膝をたたくように教示された。ここでも、12の単語に対してなるべく速くかつ間違いのないように判断するように求められ、この試行は2度行われた。「自分—悪い」条件の場合は逆に、良い意味の単語なら右手で、悪い意味の単語なら左手で膝をたたいた。(3) 評価的単語の書かれたシートは OHP シートに印刷されており、筆跡判断課題の用紙に重ねると単語と無意味綴りが一列に、ランダム順に並ぶようになっていた (p105, 付表1の右列参照)。本試行では、これらのシートを組み合わせ、二つの判断を同時に行うようにした。「自分—良い」条件では、上から順に、自分の筆跡もしくは良い意味の単語なら左手、友人の筆跡もしくは悪い意味の単語なら右手で膝をたたいて判断させた。これに対し、「自分—悪い」条件の場合は、自分の筆跡もしくは悪い意味の単語なら左手で、友人の筆跡もしくは良い意味の単語なら右手で膝をたたいて判断させた。この際、24 の刺激への反応のトータルの時間をストップウォッチで測定した。さらに、それぞれの試行の後に、被験者は 24 のうちいくつぐらい間違えたかを報告した。本試行は2回繰り返して行われた。(4) 評価的単語判断課題と本試行が2回ずつ、一回目とは別の条件で行われた。つまり、最初に「自分—良い」条件で行った被験者は、ここで「自分—悪い」条件を行った。どちらの条件を先に行うかは被験者間でカウンターバランスした。

<明示的自己・友人評価課題> 上記の課題を終えた後、自己と友人評価についての質問紙への回答がなされた。IAT で用いられた 12 の評価的単語を呈示し、それらの単語がどのくらい自分と友人のイメージや状態にあてはまっているかを5件法で評定させた(1 = 全くあてはまらない、5 = 非常に良くあてはまる)。自己評価と友人評価は別の紙で行ってもらい、どちらを先に行うかは被験者間でカウンターバランスした。

友人想起条件

上記の明示的評価課題では、被験者の回答は匿名性が保証されると教示しているが、その回答が友人に知られることを懸念し、自己評価より友人評価を高めるという可能性がある。このような潜在的問題について検証するため、別の被験者群により匿名性を高めた

状態でペア実験と同じ明示的評価課題を行わせた。被験者はペア実験と同じ母集団の日本
人大学生 37 名（男性 18 名、女性 19 名）とアメリカ人大学生 24 名（男性 14 名、女性 10
名）で、それぞれ少数のグループで行われた。まず、もしも心理学の実験に親しい同性の
友達と一緒に参加してほしいと頼まれた場合、一緒に行くであろう友人を思い浮かべても
らい、その後自分とその友人について評価的単語にどのくらい自分と友人のイメージや状
態があてはまっているかを評定させた。自己評価と友人評価は別の紙で行ってもらい、ど
ちらを先に行うかは被験者間でカウンターバランスした。この際、被験者は自分や友人に
ついて特定できるような情報をいっさい書かなくてよいとし、回答は完全に匿名性が保証
されることを教示した。さらに実験は複数で行い、誰がどの回答を行ったかも回収時に特
定されないようにした。

結果

暗黙の自己評価

それぞれの条件の反応時間の平均値を計算し、文化（日本・アメリカ） \times 性別（男性・
女性） \times 条件（自分—良い・自分—悪い）の $2 \times 2 \times 2$ の分散分析を行った。予備分析に
おいて、どちらの条件を先に行うかという順序の効果は見られないことが示された。結果、
まず条件の主効果が見られた（ $F(1, 79) = 59.42, p < .0001$ ）、「自分—良い」条件（平均反応
時間：18.79 秒）の方が「自分—悪い」条件（平均反応時間：25.43 秒）より有意に反応時
間が短かった。この効果はアメリカより日本の方が少し強かったが（図 1 参照）、条件 \times 文
化の交互作用は有意ではなかった（ $F < 1$ ）²。

² 加えて、反応時間には文化差と性差が見られた。日本人はアメリカ人よりも（ $F(1, 79) = 4.16, p < .05$ ）、女性は男性よりも反応時間が速かった（ $F(1, 79) = 8.85, p < .01$ ）。さらには、エラー数に関しても同様のパターンが検出された。「自分—良い」条件でのエラー数の報告（平均 1.26 個）は、「自分—悪い」条件（平均 2.17 個）より少なかった（ $F(1, 81) = 31.30, p < .0001$ ）。修正バージョン IAT ではエラー数を測定するのが難しかったため、自己報告で測定されており、解釈には注意を要する。しかしながらここで見られたパターンは正確なエラー数を測定できるコンピュータを用いた IAT で検出されているパターン（Greenwald & Farnham, 2000）と一致している。また、日本人はアメリカ人よりもエラー数の報告が少なかった（日本人平均 1.37、アメリカ人平均 2.15； $F(1, 81) = 5.29, p < .02$ ）。

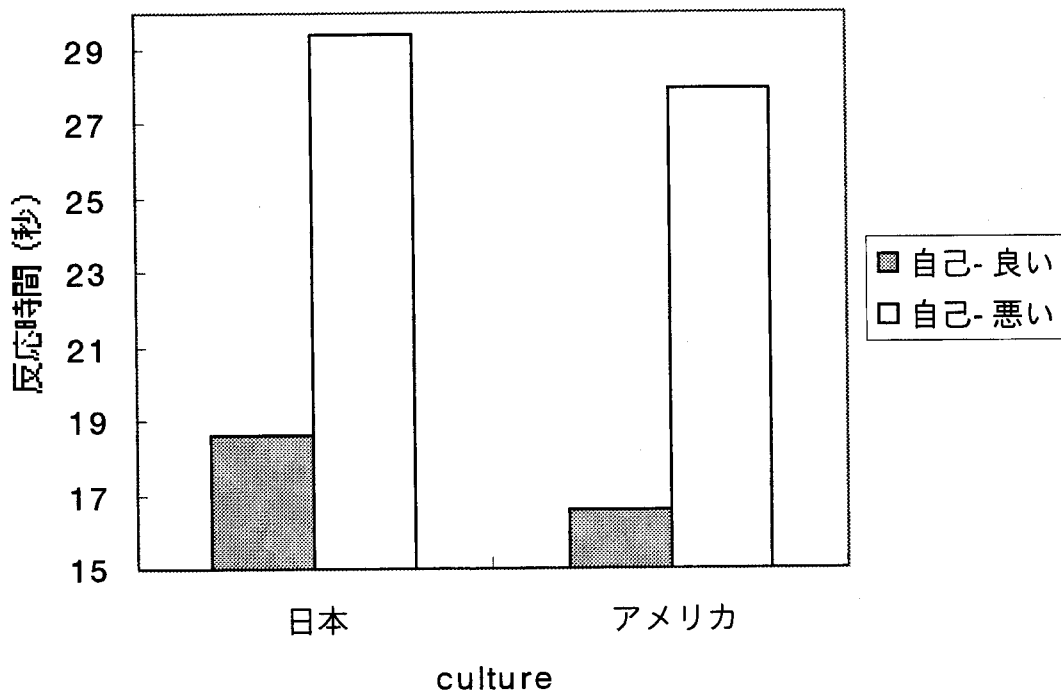


図1 日本人とアメリカ人の二つの条件での反応時間

明示的自己評価

否定的単語に対する評価を逆転項目として計算し、得点が高いほど肯定的評価を示すように換算した後、全部の単語に対する自分・友人評価の平均を個人ごとに算出した。それぞれの信頼性係数は十分に高かった（自己評価の信頼性係数は実際の友人ペア実験で日本 $\alpha = .85$ ・アメリカ $\alpha = .82$ 、友人想起実験で日本 $\alpha = .84$ ・アメリカ $\alpha = .84$ であった。また、友人評価の信頼性係数は実際の友人ペア実験で日本 $\alpha = .81$ ・アメリカ $\alpha = .82$ 、友人想起実験で日本 $\alpha = .85$ ・アメリカ $\alpha = .82$ であった）。平均値について、文化（日本・アメリカ） \times 性別（男性・女性） \times 実験の種類（実際の友人ペア・友人想起） \times 評価ターゲット（自分・友人）の $2 \times 2 \times 2 \times 2$ の分散分析を行った（表1 参照）。

表 1 実際の友人ペア実験と友人想起実験における明示的自己評価と友人評価

	日本		アメリカ	
	実際の友人ペア	友人想起	実際の友人ペア	友人想起
自己評価	3.60 (.64)	3.55 (.62)	4.20 (.53)	3.91 (.55)
友人評価	4.00 (.54)	4.04 (.51)	4.28 (.46)	4.15 (.47)

まず文化の主効果が見られ、日本人に比べて、アメリカ人はターゲットに対して肯定的な評価を行っていた ($E(1,136) = 16.68, p<.001$)。また、女性のほうが男性よりも肯定的な評価を行っていた ($E(1,136) = 9.02, p<.005$)。さらに重要なことに、親密で相互協調的な関係性においては、関係性の中にある他者と比べると自己を低く評価しがちであるという仮説を支持する結果を得た。評価ターゲットの主効果が有意で ($E(1,136) = 36.89, p<.0001$)、自己は友人よりも相対的に低く評価されていた。文化 \times 評価ターゲットの交互作用が有意であり、この効果は日本人に比べてアメリカ人のほうが小さかった ($E(1,136) = 8.34, p<.005$)。しかしながら、下位検定を行ったところ、友人と自己の評価の差異は、日本だけではなくアメリカにおいても有意であった (日本 $t(136) = 6.88, p<.001$; アメリカ $t(136) = 2.06, p<.05$)。文化 \times 評価ターゲット \times 実験の種類の交互作用は有意ではなく ($E < 1$)、友人が想起された場合、実際にペアとして実験に参加した場合のいずれの状況においても、同様の効果が見られた。匿名性が高い場合での反応は本当に持っている個人的態度が反映されているという一般的知見からも、相対的な自己批判的傾向は自己呈示以上のものを含むと考えられる。

また、自分に対する評価と友人に対する評価の差と、IAT における二つの条件の差 (= 「自分—良い」の反応と「友達—良い」の反応の差) との相関を検討したところ、これらの間に有意な相関は見られなかった ($0 < r_s < .20, p_s > .20$)。

第3節 関係性が存在しない状態での自己評価（研究6）

相互協調的な東洋の文化においては、人は明示的に自己批判を行い、同時に暗黙には肯定的自己評価を行う。本論文ではこの現象がアジアでの対人関係がより結びつきが強く、相互協調的であることと関連して起こっている可能性について述べた。この分析から、いったん自己が親しい友人関係の文脈の中で評価されることになったならば、同様の現象が北米文化においても検証されるのではないかと予測し、これが示された。実際、このような明示的自己評価のパターンは、北米でこれまで見られてきたものとは異なっていることから、相互協調的關係性の想起が影響したと考えられる。ここから、もうひとつの仮説を導き出すことができる。つまりアジアにおいても、全く情緒的な協調関係のないような文脈におかれた場合には、アメリカで見られるような明示的・暗黙双方のレベルでの肯定的自己評価が検出されるのではないか。第3節の研究6ではこの点について検証する。

この予測とは異なり、従来の研究においては日本人が同じ大学に通う「平均的な他者」と比較した場合に自分をそれよりも高く評価することがないという現象が示されてきている（Kitayama & Markus, 2000; Markus & Kitayama, 1991a）。しかしこれらの研究においては、他者とは明らかに内集団でのメンバーに特定されていた。内集団のメンバーは十分に相互協調的關係を想起させるに足りるものである。そこで今回の実験では情緒的な相互協調關係を伴わないような社会關係を想起させるため、実際の友人や内集団の他者ではなく、「まったく見知らぬ人」を刺激として用いることとした。

方法

被験者と手続き

日本人大学生 121 名（男性 76 名、女性 45 名）と日本に短期留学中のヨーロッパ系アメリカ人大学生 40 名（男性 22 名、女性 18 名）であった。被験者は研究5と同じ母集団であ

った。すべての手続きを終えなかった日本人被験者の1名を分析対象から除外した。被験者は研究5と同様の修正バージョンのIATを行った。しかし、12個の無意味綴りのうち、半分はすでに記入されており、見知らぬ他者が書いたものであるとした。「他者」についてのそれ以上の情報は一切もたらされず、筆跡だけが他者についての手がかりであり、実際においても想像のレベルにおいても、全く情緒的関わりを推測しえない状況にした。明示的な自己評価・他者評価の指標としては、セマンティック・ディファレンシャル法（SD法）を用いた。具体的には「自分」「他者」という言葉のイメージに対して、「良い--悪い」「優れた--劣った」「好きな--嫌いな」「信頼できる--信頼できない」「きれい--きたない」というそれぞれの評価次元に対して5段階で評定させた（1=悪い、3=どちらでもない、5=良い、というように提示した）。自分と他者のどちらを先に評価するかは被験者間でカウンターバランスした。

結果

暗黙の自己評価

それぞれの条件の反応時間の平均値を計算し、文化（日本・アメリカ）x 性別（男性・女性） x 条件（自分—良い・自分—悪い）の2 x 2 x 2の分散分析を行ったところ、条件の主効果が見られた（ $E(1,152) = 189.50, p < .0001$ ）、「自分—良い」条件（平均反応時間：18.10秒）の方が「自分—悪い」条件（平均反応時間：29.05秒）より有意に反応時間が短かった。また、条件 x 性別 x 文化の交互作用が有意であり、日本人の男性は女性よりもIAT効果（「自分—悪い」条件から「自分—良い」条件の反応時間を引いた値）が大きかったのに対し、アメリカではこれと逆の傾向が見られた（ $E(1,152) = 4.99, p < .03$ ）。しかしながら、いずれの被験者群においても肯定的自己評価が検出された³。

条件の効果は、自己を見知らぬ他者と比較させた研究6のほうが、自己を友人と比較させた研究5よりも大きいことが予測される。別に行われた二つの実験の効果を比較する場

³ エラー数に関しても肯定的自己評価が見られた。「自分—良い」条件でのエラー数の報告（平均1.21個）は、「自分—悪い」条件（平均2.90個）より少なかった（ $E(1,152) = 76.34, p < .0001$ ）。エラー数に関して、そのほかの要因は統計的に有意ではなかった。

合には注意を要するが、これら二つの研究では同じ実験デザインが用いられ、同じ母集団から被験者を集めたため、比較可能な状態であるといえる。予測に一致して、自己を他者と比較させた場合のほうが、自己を友人と比較させた場合よりも、条件間の差が大きかった ($M_s = 10.95$ vs. 6.54 ; $F(1, 239) = 14.86$, $p < .0001$)。⁴

明示的自己評価

5つの評価次元の平均値を算出し、自分・他者評定の平均を個人ごとに算出した。それぞれの信頼性係数は十分に高かった（自己評価の信頼性係数は日本 $\alpha = .69$ ・アメリカ $\alpha = .82$ 、友人評価の信頼性係数は日本 $\alpha = .68$ ・アメリカ $\alpha = .77$ であった）。平均値について、文化（日本・アメリカ） \times 評価ターゲット（自分・友人）の 2×2 の分散分析を行ったところ、評価ターゲットの主効果が見られ、他者評価より自己評価のほうが有意に高かった ($M_s = 3.40$, vs. 2.77 ; $F(1, 156) = 73.45$, $p < .001$)。この効果は日米で同様に見られたが、文化 \times 評価ターゲットの交互作用が有意傾向であり、わずかに日本人に比べてアメリカ人の方が効果が大きかった ($F(1, 156) = 3.77$, $p < .06$)。

最後に、研究5と同様、自分に対する評価と他者に対する評価の差と、IATにおける二つの条件の差（＝「自分—良い」の反応と「他者—良い」の反応の差）との相関を検討したところ、日米双方でこれらの間に有意な相関は見られなかった（アメリカ $r = .28$ $p > .05$; 日本 $r = -.01$, $n.s.$)。

⁴ エラー数に関しても同様のパターンが検出された。研究6においても「自分—良い」条件でのエラー数の報告は、「自分—悪い」条件より少なかったが、この差は自己を友人と比較させた研究5よりも、見知らぬ他者と比較させた研究6のほうが大きかった ($M_s = 0.91$, vs. 1.69 ; $F(1, 239) = 8.91$, $p < .003$)。

第4節 第4章の総合考察

従来の知見では相互協調的なアジアのいくつかの文化においては、明示的自己批判と暗黙の自己愛着の組み合わせが非常に一般的であるとされてきた。これらの知見から、研究5では親密で情緒的な相互協調的社会関係の文脈（実際の友人との関係など）におかれた場合には、アメリカでもこれと同様のパターンが見られることを示した。研究6においては社会的な関係性のない文脈においては、日本人でもアメリカ人と同様のパターンを示す、つまり、明示・暗黙の双方のレベルで肯定的自己評価を行うことが示された。

一連の発見は、暗黙の自己愛着と明示的自己批判の組み合わせがアジアではきわめて一般的であるが、それはこれらの文化圏にのみあてはまるものではないことを明らかにしている。むしろ、自己評価のパターンは相互協調的な社会関係の中で培われていると考えられる。ゆえに、自己高揚や自己批判などの心理傾向は、どの人にも獲得の可能性はあると思われる。しかし文化によって多様に異なっている社会生活の様式の中で、どのようにそれらが活性化するかはそれぞれの文化的文脈によって非常に異なっているといえよう。

さらには、相互協調的な社会関係の中では、明示的レベルでの否定的な自己評価が暗黙の肯定的自己評価と同様、「真実」であり「本当」に示される現象であるという知見は非常に重要である。特に、日米双方の友人条件で、匿名性が高い場合にも友人は自分自身よりも明示的レベルではよりよく評価されていた。当然のことながら、自己批判が真実の態度を反映しているとうことは、人が「出るくいは打たれる」状態になったときに受ける社会的罰や排除を恐れてしばしば謙虚に振舞い、謙遜をするという可能性を排除するものではない。今後の研究においてはアジアやその他の文化において、自己批判が単なる自己呈示となる場合と、本当の心理傾向となる場合の状況の違いについて考察する必要があるだろう。

本研究においては、社会関係の質の違いや、どの程度社会関係に関わろうとするかということに関する文化的多様性が自己の文化差を生み出す主要因であることを示している。特に北米文化と比較してアジアの文化では、社会関係は親密で情緒的関与度の高いもので

あり、またそこに自分自身をあわせていこうとすることによってコミットするような文脈が多いであろう。同様にアジア文化と比較して、アメリカの文化においては個々人が相互に独立の個人として自分の興味や意見を表明する中で、他者と関わっていくような社会関係の文脈が多いことであろう（Wiesz, Rothmbaum, & Blackburn, 1984; Morling, et al, 2002 を参照のこと）。このような文化的文脈が心理的に内在化されてしまっているのではなく、オンラインに人間の行動と経験を形作っていると考えられるが、このプロセスを Kitayama は文化的アフォーダンスと呼んでいる（Kitayama, 2002）。文化的アフォーダンスとは、文化がある一定の心の性質を誘発し、心の要素が文化の構造に働きかけ、その誘発に応えるといったように、心と文化が互いに能動的にかかわり合っていくプロセスである（北山, 1998）。

最後に、アジアで典型的に見られるような明示・暗黙の自己評価のパターンがアメリカでも検出され、逆にアメリカで典型的に見られているようなパターンもある一定の状況下においてはアジアでも検出されうるという今回の発見は、異文化間での心理理解がよりよく行われる可能性を示唆している。つまりこの知見はある文化の研究者が他の文化についての共感的な理解を行ったり、他の文化の視点からその社会をシミュレーションできることを示していよう（Geertz, 1973）。このような共感的理解は比較文化的に公正さと妥当性を目指す心理学のあらゆる領域での科学的分析において、非常に重要な要素となるであろう。

Step1	Step2	Step3
<div></div>	pleasant	pleasant <div></div>
<div></div>	hell	hell
<div></div>	terror	terror <div></div>
<div></div>	safety	safety <div></div>
<div></div>	thief	thief
<div></div>	heaven	heaven <div></div>
<div></div>	fresh	fresh <div></div>
<div></div>	delight	delight <div></div>
<div></div>	pain	pain <div></div>
<div></div>	war	war <div></div>
<div></div>	smile	smile <div></div>
<div></div>	dead	dead

付表 1 本研究の IAT 課題で使⽤した材料

第4部 結論

本研究では人の心の働きは社会・文化に参加することを通じて形作られるという文化心理学の理論的枠組みに準拠し、文化に適応する結果として獲得される心理メカニズムの解明を、幸福感・自己知覚に着目したいいくつかの実証研究を通して試みた。具体的には、欧米と東洋における自己観、人生観、対人関係のあり方の違いが素朴理論や宗教形態などとも関連しながら歴史的に蓄積されていることに着目し、それらが幸福感、自己評価といった、自己システムとどのように構築しているのかを明らかにしようとした。欧米の文化（特に北米）では「自己とは、周囲から独立した存在である」という人間観が鍵となっており、幸福感は自己が内的に持つ肯定的要素を最大化すること、つまり自尊心を維持・高揚することによって得られる。そのため、常に自己を肯定的に評価するという「自己高揚傾向」が顕著に見られる。これに対して日本やフィリピンなどのアジア文化では、「自己とは周囲と結びついた存在である」という基本的な人間観が根付いているため、「思いやり」を基盤とする他者との関係性が重要な役割を担っている。ゆえに、幸福感は周囲との関係性の結びつきの知覚によって得られるものであり、自己評価も周囲の他者との関係性やを基盤として成り立っていることを示した。この際、特に後半の自己評価の章では、自己評価そのものが、日本においてもアメリカにおいても、周囲からのフィードバックを基盤として成り立っていること、つまり、自己知覚がそれぞれの社会・文化の中で構築されている様子を明らかにすることを試みた。

第1部ではまず文化と心の相互構成理論について記述し、文化心理学が文化と自己の関係をどのように考察するべきかを述べた。さらには、どのような研究手法を用いて、これらの理論的知見を実証していくべきかを考察した。

第2部では、幸福感をとりあげ、この文化的差異を検証した。

まず第1章では具体的に文化と幸福感についてのこれまでの研究をレビューし、幸福感の定義、動機付け、予測因が洋の東西で異なっていることを示唆した。アメリカでは個人的達成として幸福が定義されており、自尊心が非常に重要な要素となっていること、日本などのアジアでは周囲との協調的バランスが幸福感の定義であり、関係性との結びつきが重要な要素であることを論じた。

そして第2章では、具体的な実証研究を通して、幸福感に及ぼす情緒的サポートの役割を検証した。日本では周囲との情緒的やりとりの知覚が非常に正確になされ、そこから幸福感が得られているのに対し、アメリカでは周囲との情緒的やりとりの正確さはみられず、またそれによって幸福感は変動せず、むしろ自尊心が幸福感を予測することを示した。

第3部では、自己評価をとりあげた。第2部からも示唆されたように、アメリカでは自尊心を保つことが非常に重要であるのに対し、日本では周囲との関係性の維持が重要とされる。

この知見に一致したこれまでの実証研究として、アメリカでは一貫して自尊心を維持・高揚させるような自己評価が行われていることを第1章でレビューした。これに対して日本では、明示的自己評価における「自己高揚的傾向」が消失する、もしくは「自己批判的傾向」すら見られるが、自己を直接の評価対象としない「暗黙の」課題においては、日本においても自己に対する肯定的評価である「自己愛着」の傾向が見られる可能性があることを指摘した。

そして第2章では、これまでの知見と一致して、明示的な自己評価は日本やフィリピンよりもアメリカで高く、暗黙の自己評価は日本、フィリピンでアメリカと同等以上に見られることを示した。そして、双方の自己評価は、他者との関係性の中で得られるような肯定的フィードバックを通して構築されることを示した。

さらに第3章では、第2章での結果をうけて、日本における自己愛着は、明示的な自己批判に対する他者からの「思いやり」という肯定的フィードバックによって構成されるものであるため、明示的自己評価における自己批判的傾向と暗黙の自己愛着が有機的なシス

テムを構成しているという仮説を立てた。特に日本文化と相互思いやりの人間関係に焦点を当て、他者からの思いやりの反応がプライミングによって活性化された場合には、思いやり関係への参与の度合いと暗黙の自己愛着との相関関係が明らかになることを4つの実証研究を通して示した。

続く第4章では、暗黙の自己愛着と明示的な自己批判が、実は相互協調的な関係性を媒介として共存しているという可能性を提示した。そしてこのような仮説の元に、日米双方で、相互協調的関係性の文脈においては明示的自己批判と暗黙の自己愛着のパターンが検出されること、逆に情緒的関係性の文脈がない状況下では、日米双方でアメリカ的自己評価のパターン（明示・暗黙双方での肯定的自己評価）が見られることを明らかにし、文化的状況を呈示することによって、異文化間で同様の心理傾向が見いだされる可能性を示唆した。

以上のような実証研究を通じて、対人関係、幸福感、自己評価などの自己システムの様々な要因が、文化と連動して形成されている様が明らかにされた。この結果は自己システムと文化の関わりを解明していく上で重要なものであると思われる。

欧米では自尊心が「自己の定義」そのものに関わり、精神健康を維持していく上で重要な要因であると捉えられ、事実それに基づいた実証データと理論構築がなされてきた（Taylor & Brown, 1988）。そして欧米での研究がほとんどである心理学史の中では、自尊心が果たす役割は文化を通じて人という種に普遍的なものであるという暗黙の前提が存在していた。しかし、第3部第1章でレビューしたように、日本においては自尊心を維持・高揚させようとする動機づけに基づいた自己評価に関するデータが存在しないばかりか、逆に「自己批判的な傾向」すら見られるということが示されてきた。

この現象に対しては二つの解釈がなされてきた。まず第1に、自尊心の希求は普遍的な現象であると考えられるため、日本でそれらの傾向が見られないのは「出る杭は打たれる」といった社会形態や対人関係的な慣習によって本来見られるはずの自己高揚的な傾向が「抑制」されているという解釈である。つまり裏をかえせば、文化的なバイアスを取り除けば日本でも自己高揚的傾向が見られるはずであるという立場である。これに対して北山（1998）をはじめとする文化心理学の立場による研究者は、上記のような見解を、特定の

心理傾向を抑制または促進する「外的要因」として文化を定義づけたものであると批判し、文化をバイアスとして捉えるのではなく、文化自体が心理プロセスを構成しているという立場をとったうえで、日本における自己批判的傾向は、きわめて自然な心理プロセスであると解釈している。実際、自己批判的傾向が謙遜による自己呈示の効果でないことはすでに第3部で述べたとおりである。そして本研究では、日本をはじめとするアジア文化においては、独立した個人の内的価値を保つことではなく、他者との協調的な関わり合いとサポートや思いやりのやりとりなどを通じた情緒的結びつきが、自己に対する肯定的感情（自己愛着）や幸福感を予測していることを見いだした。

アメリカの自己システムが個人的価値の重視と、日本的自己システムが相互協調的関係性の文化慣習とそれぞれ連動しているということは、洋の東西の比較という視点から明らかにされた事例であるが、このような一例は、文化と自己は有機体として機能しているという理論を支持するものである。また、幸福感や自己評価といった「社会的」システムだけではなく、これまで普遍的であるとされてきた個々の認知システムや感情の生起なども、文化的慣習によって構成されていると考えることが可能であろう。

人は社会的な文化という「場」の中に生まれ落ち、場の中で生きていく。文化の持つルール、意味づけ、習慣などの事象に触れ、実際に行動すること、また親など周囲の他者（すでに文化的慣習や思考法に基づいた規範や価値観を持っている者）からのしつけや教育体系によって習慣を伝えられることによって、認知・感情・行動傾向などの心の働きが形成されて行くであろう。また逆に、人は実際の行動や教育、伝達を通じて慣習を再生産し、次世代へと受け継いでいく。このような人の心と文化の構成過程は歴史的な積み重ねという大きな時間軸を通して立ち表れてくるものである。人が日常的に行う文化慣習にそった行動は、人が社会的な要請を取捨選択しそれに適合する形で行動することによって歴史を通じて引き継がれてきたものであろう。ゆえに、文化慣習が自己システムを構成しているという事実は、ある個人が現在において当該の文化慣習と関わっているというだけではなく、様々な淘汰をくりぬけて蓄積されてきたことの結果を表しているといえる。ゆえに、

自己システムの解明のためには、歴史的な変遷を考慮に入れた文化理解が必要となるであろう。

しかし文化心理学の理論の中には、未だ解明されていない部分も多い。これまでは、従来普遍的であると思われていた現象を取り上げて、実際には文化による差異があることを示していくことによって、これまでの心理学に再考察を促していく段階にあり、これはかなりの程度において達成されてきたと考えられる。しかし、心がいかにして文化をつくり出し、その維持や変容に携わっているのかというプロセスや、「なぜ」現段階で見られるような文化差が表れてきたのか、という歴史的時間軸にそった分析は不十分である。今後は従来の実験社会心理学的アプローチ以外にも、進化心理学的アプローチや、歴史学のアプローチを取り入れて、これらについて検討していくことが必須であると考えられる。そして、心理プロセスの文化的差異がその文化の歴史や日常的習慣とどのように結びついているのかに対する具体的な検討を加え、認知・感情・行動傾向など、それぞれの領域で見られる心理プロセスを統合した考察を行うことによって、社会科学への貢献を目指していくことが望まれるであろう。

付録

思いやり尺度の作成と妥当性の検討

心理学における近年の比較文化研究では、相互協調性 (Markus & Kitayama, 1991b)、集団主義 (Triandis, 1995)、あるいは社会中心性 (Shweder & Bourne, 1984) などが東洋の諸文化の特徴としてあげられている。これらの理論的立場はいずれも東洋の文化が他者志向的であるという点において一致している。しかし、他者志向性の具体的形態は個々の文化や文化内のサブグループによって異なっている可能性がある。特に日本文化においては、他者志向性はしばしば“思いやり”という概念によって成り立っていることが指摘されている (レビューは Kitayama & Markus, 1999 参照)。たとえば日本における対人関係では、契約的な取り決めによる“互酬性”よりも情による結びつきや思いやりが重んじられる (浜口, 1988)。また、他者の立場に立つて自分に言及する語用法 (母親が子どもに向かって自分のことを“お母さん”と呼ぶなど) が定着しているが (鈴木, 1973)、これは思いやりに基づいた行動傾向が高度に慣習化した例である。同様の現象は他者知覚においてもみられる。日本人は当人の立場をとり、その“気持ち”に注目することが多いため、たとえ相手が道徳的に問題のある行為をしたとしても寛容な判断をしがちである (東, 1994)。さらに、土居 (1980) は“甘え”を日本文化における中心的感情であると論じたが、甘えとは、他者からの思いやりの (いささか過度な) 期待であると解釈しうる (山口, 1998)。

これらの知見から、日本における自己や関係性の性質を理解する際、思いやりの文化慣習とそれに連動した心理傾向を系統的に探索する必要があると考えられる。その第一歩として、思いやり傾向の個人差を測定する尺度を開発することの意義は高い。従来、思いやりや共感性についてはいくつかの尺度が用いられてきているが、後述のように、それらがどの程度日本における思いやりという心理傾向を包括的に測定しているかについては多少の疑問が残る。そこで本研究では、この点に留意して新たな尺度の開発を目指した。

従来の思いやりの概念についての研究を概観してみると、思いやりに含まれる心理傾向には大別して三つのものがあることがわかる。第一は、向社会的行動への動機づけである。実際、共感性や思いやり研究の多くは向社会的、愛他的行動との関連で数多くなされてきている（レビューは杉森, 1996 を参照; 原田・狩野, 1980; 伊東, 1996; 菊池, 1988, 1998; 鈴木, 1992; 高木, 1998）。

思いやりに含まれる第二の要素として、菊池をはじめとする多くの研究者は、相手の感情状態を的確に判断し、相手と同じ感情を感じるという“共感能力”を挙げている（アイゼンバーグ・マッセン, 1989 菊池・二宮訳, 1991; 菊池, 1988, 1998）。この点は第1の点と密接に関連している。それというのも相手に共感すれば、特に相手は何らかの手助けを必要としているような場合には、向社会的な行動の頻度が高まると予測されるからである。

第三に、相手の気持ちの直感的理解（察し）を挙げることができる。この場合、相手と同じ感情状態を経験する必要はない。むしろ重要なのは、相手からいわれるまでもなくその人物の気持ちをわかろうとする傾向とその能力である。向社会的動機づけと共感性の二つの要素は、洋の東西を問わず思いやりを定義する際に広範に用いられているが、“察し”は特に日本文化において重要視される点であると考えられる。実際 Travis (1998) は、日本文化における思いやりの重要性を指摘したうえで、それを相手の気持ちの直感的理解（察し）とそれに基づく行動であると定義している。Travis は、“察し”の概念は特に日本語の“思いやり”に含まれる概念であり、英語の“sympathy”や“empathy”にはこれが含まれていないことを指摘している。

これらの知見を総合して、本研究では思いやりには“他者の気持ちを察し、その人の立場に立って考えること”、そのうえで“その気持ちや状態に共感もしくは同情すること”、そして“向社会的行動の動機づけとなる”という3つの側面があると仮定する。

既存の尺度においては、これら三つの側面が同時には考慮されていない。たとえば、加藤・高木(1980)は、情動的共感性尺度を作成したが、これはもっぱら相手と同じ感情を経験するという意味での共感(empathy)に注目している。桜井(1988)によって日本語訳された Davis (1983) による多次元共感測定尺度も同様に共感に着目したものである。また、対人的価値尺度(ゴードン・菊池, 1981)の下位尺度の一つに、“他の人のためになること

をする気持ちを大切に思うかどうか”という思いやりの気持ちを扱った“博愛的価値”の尺度があるが、これは博愛主義という価値観を支持するかどうかについての認知的判断を扱ったものであり、思いやりの心理・行動傾向の測定をめざしたものではない。また、菊池（1988, 1998）は、日本における思いやり行動を、（１）結果として相手のためになり、（２）ある種のコストを含むが、（３）返報やお礼を目的に行われるものではなく、（４）自発的になされる、という四つの事項で定義し、これに対応した思いやり行動の頻度を測定する尺度（向社会的行動尺度）を作成した（菊池, 1988）。しかし、この尺度が扱う思いやり行動は、そのような行動の準備状態としての思いやりの心理状態とは理論的に区別されるべきであろう。そこで本研究では、上記の三つの意味の要素を包括的に含む思いやり尺度の開発をめざした。

研究 1—思いやり尺度の作成

方法

被験者と手続き

大学生 12 名に、“思いやりのある人（ない人）はどういう人だと思いますか”という質問に自由記述での回答を求めたところ、（１）困っている人の心情を察すること（２）その人の立場に立って、共感し、暖かい気持ちを向けること（３）その人に愛他的にふるまおうとすること、という先述の理論的定義に合致しているものが多くみられた。そこでこれらの記述を参考にして思いやりを測定すると考えられる 55 項目を用意した（うち 16 項目が逆転項目）。これらを質問紙にランダムに並べ、大学生男女 127 名（男性 97 名、女性 30 名、年齢 18-25 才）に示し、それぞれが自分にあてはまる程度を 5 件法で回答させた（1=全くあてはまらない、5=非常によくあてはまる）。

さらに尺度の妥当性についての手がかりを得るために、人に対する暖かい行動三つ（“人からもらい泣きをしたことがある”、“映画やテレビを見て涙がでたことがある”、“困っている人をかわいそうに思って助けたことがある”）と、冷淡な行動二つ（“困っている人を

無視したことがある”、“何かで失敗した人を責めたことがある”) のそれぞれを行ったことがあるかどうかを回答させた。

結果

逆転項目のスコアを 6 から引き、これらの項目の総和得点が高いほど思いやり傾向が強いようにしたうえで、主因子法による因子分析を行い固有値を検討したところ、第 4 因子までは固有値が減り続けるが第 5 因子以降の減少はほとんどみられなかった¹。そこで、4 因子解が妥当であると判断した。バリマックス回転後の因子構造を検討したところ、第 1 因子には弱い者への親切心、第 2 因子には涙もろさ、さらに第 3 因子には他者に対する厳しき（逆転項目）、そして第 4 因子には苦労や不幸への共感にかかわる項目がそれぞれ高い負荷をもっていた。これらは先の定義に合致する結果である。そこでそれぞれの因子内から、(1) 意味や状況がなるべく多様になり、(2) 全体として逆転項目がほぼ半数になり、(3) 因子への因子負荷量なるべく高いもの 22 項目（うち逆転項目 10 項目）を選び、思いやり尺度とした（表 1）。

これら 22 項目を対象に因子分析したところ、固有値は第 1 因子解が 4.34、第 2 因子解が 1.52、第 3 因子解が 0.70 であったことから、1 因子解か 2 因子解のいずれかが妥当であると判断できる。そこで、これら二つの解の関係を吟味したところ、2 因子解は 1 因子解に含まれる涙もろさに関する 4 項目（“自分は涙もろいほうだとは思わない”、“もらい泣きしやすいほうだ”、“いわゆる‘お涙頂戴もの’の映画は好きではない”、“映画やテレビドラマを見てよく泣く”）が分離して成立していることがわかった。これらの 4 項目は 1 因子解を採用した場合には、第 1 因子に含まれていた。2 因子解において第 1 因子を構成する項目の平均値と第 2 因子を構成する項目の平均値は、正方向で相関していた ($r=.37, p<.001$)。そこでわれわれの当初の目的が“思いやり”という感情状態の包括的尺度

¹ 固有値は第 1 因子から順に、7.82, 2.81, 2.64, 1.94, 1.52, 1.36, 1.31, 1.07, 0.97, 0.78 であった。

の作成であることを勘案し、本尺度においては1因子解を採用することにした。当初の4因子解がこの分析で1因子解となった理由については、各項目には項目間の共通性とそれ以外の意味があったためと考えるとわかりやすい。多数の項目を用いて因子分析する場合には、全項目には共通しない意味が四つの因子というかたちで浮かび上がったのに対し、項目数を減ざると相対的に共通性の比重が増し、その結果因子の数が減ったと考えられる。第1因子の説明率は全分散の19.8%で必ずしも高くはなかったが、これは内容を多岐にわたらせた結果であると考えられる。実際、思いやり尺度の信頼性は十分に高いものであった($\alpha=.84$)。

尺度の平均値をみたところ、22項目の尺度の全体では3.23であった。過去の知見(菊池, 1988)と一致して、平均は女性のほうが男性よりも有意に高かった($M = 3.42$ vs 3.15 , $t(125) = 2.28$, $p < .03$)。

加えて、思いやり傾向と援助行動との関連についても検討した。それぞれの行動指標で、暖かい行動を“行ったことがある”場合と冷淡な行動を“行ったことがない”場合を1点、その逆を0点として、行動指標5項目の得点総和を求め、援助行動得点とした(得点範囲: 0~5)。この点数と思いやり尺度の間には有意な正の相関がみられた($r = .35$, $p < .001$)。また、これらの相関が思いやり尺度のなかに含まれる“涙もろさ”に関する4項目との重複によるものであるかどうかを検討するため、涙もろさに関する4項目以外の18項目の平均値との相関係数を算出したところ、相関は多少弱くはなったものの、依然として正の方向で有意であった($r = .25$, $p < .01$)。この結果は、思いやりの心理傾向は援助行動を促進するというこれまでの知見を追認するものであり、尺度の妥当性を示している。

表1 思いやり尺度

項目	因子負荷量	項目-全体相関
#1 自分は涙もろいほうだとは思わない。	.35	.40***
#2 一生懸命やっても失敗すれば意味はないと思う。	.21	.32***
3 つらい思いをしている人のために祈るような気持ちになることがある	.46	.45***
#4 試合で自分が勝つためならば相手が怪我をしていても容赦しない。	.39	.47***
5 頑張っている人を見ると応援したくなるほうだ。	.54	.49***
#6 情にほだされたくない。	.56	.62***
7 もらい泣きしやすいほうだ。	.44	.52***
#8 人が失敗した場合その人に責任があるので同情の必要はない。	.33	.39***
9 バスや電車でお年寄りや障害のある方が立っていたら席を譲ってあげないと可哀想だと感じる。	.40	.46***
#10 人のつらい話を聞いても心からは同情できない。	.36	.42***
#11 仲間に入れない人がいてもそれはその人の責任だと思う。	.33	.34***
12 泣いている子供を見たらついやさしく声をかけたくなる。	.52	.56***
#13 いわゆる「お涙頂戴もの」の映画は好きではない。	.52	.57***
14 人を思いやることが何よりも大切だと思う。	.41	.46***
15 自分が物事が順調な場合、そうでない友人のことを思うと申し訳なく感じる。	.39	.45***
16 人に対しては常に親切でいようと思う。	.51	.54***
17 自転車が将棋倒しになっているのを見たら、起こしてあげたいと思う。	.54	.57***
18 ニュースで事故などの報道に接すると心が痛んでしまう。	.43	.45***
#19 一人一人の主張がぶつかることによって傷つく人がいても仕方がないと思う。	.37	.41***
#20 弱い立場にある人も自分で何とかするべきだ。	.39	.46***
21 苦勞話を聞くと心を打たれる。	.61	.59***
22 映画やテレビドラマをみてよく泣く。	.49	.55***
説明率 (%)		19.8

#は逆転項目 ***p<.001

注: 項目2の因子負荷量はこのデータでは.21と大きいものではないが、その後の追試によって安定した因子負荷量(>.30)が得られている。

研究2—思いやりと情動的共感性

思いやり尺度の概念的妥当性は、思いやり傾向と理論的に関連した心理傾向との相関をみることにより確認できる。この目的のために、研究2では情動的共感性を取り上げた。情動的共感性とは、他人が情動状態を経験していると理解した結果、観察者に生じた情動状態のことである (Stotland, 1969)。先に述べたように、他者への共感は思いやりの構成要素の一つであると考えられる。この点は共感と思いやりの発達についての論考とも一致する。たとえば、Hoffman (1975) は、共感 (empathy) という原初的感情傾向が自他表象という高次の認知機能と統合されて、思いやり (sympathy) 傾向が生まれてくると主張した。すると、各人の思いやり傾向は情動的共感性と強く相関するであろう。

方法

被験者と手続き

Mehrabian and Epstein (1972) が作成した尺度に基づいて作成された情動的共感性尺度 (加藤・高木, 1980) と、研究1で作成した思いやり尺度との相関を検討した大学生男女 90 名 (男性 48 名, 女性 42 名, 年齢 18-22 才) にこれら 2 つの尺度項目をランダムに混ぜて示し、5 件法で回答させた (1=全くあてはまらない、5=非常によくあてはまる)。

結果

情動的共感性尺度は“感情的暖かさ”、“感情的冷淡さ”、“感情的被影響性”の三つの下位尺度からなる。共感性が高いほど感情的に暖かく、冷淡ではなく、被影響性は高いと考えられる。“感情的冷淡さ”の項目を逆転項目として分析を行ったところ、表2にまとめたように、これら三つの下位尺度の信頼性はいずれも高かった (α 欄)。思いやり尺度の信頼性係数も研究1同様十分に高かった。加藤・高木による先行研究 (1980) に一致して、各尺度の平均得点は、女性のほうが男性より高かった。次いで情動的共感性と思いやり傾

向との相関をみたところ、思いやりと感情的暖かさ、感情的冷淡さの間には非常に強い相関がみられた ($r = .72, p < .001, r = .70, p < .001$)。また、感情的暖かさと冷淡さの相関も高かった ($r = .55, p < .001$)。これに対して感情的被影響性は、これら3変数と正の方向で相関していたが、その数値は相対的に弱かった。思いやりは、相手の立場に立ってその人のためになるように考えることであり、単に相手と同じような感情を自動的に感じるという以上のものを含むと考えられる (アイゼンバーグ・マッセン, 1989 菊池・二宮訳, 1991)。感情的被影響性が思いやり傾向とは比較的相関が低いという結果は、このような分析に適合している。

思いやり尺度と情動的共感性尺度の相関は、思いやり尺度に情動的共感性尺度に含まれる項目(涙もろさに関する項目)があるためである可能性がある。そこで、思いやり尺度22項目から涙もろさに関する4項目を取り除いた値とも同様の相関がみられるかどうかを検討したところ、感情的暖かさとは $r = .72$ ($p < .001$)、感情的冷淡さとは $r = .69$ ($p < .001$)、感情的被影響性とは $r = .32$ ($p < .01$) というように、いずれにおいても涙もろさに関する項目を含んだ場合と同程度の相関が得られた。

これらの結果は、思いやり傾向には相手に対して共感し、暖かい感情を向けることが含まれるとする我々の分析に一致する。さらに今回の結果は、菊池(1988)の報告した。向社会的行動尺度と情動的共感性尺度との相関とほぼ同様の傾向のものであった(菊池, 1988, 1998)。

表2 思いやり尺度と情動的共感性尺度

	α	平均 (SD)			相関		
		男 (N=48)	女 (N=42)		2	3	4
1 思いやり尺度	.85	3.15 (.61)	3.58 (.42)	***	.72***	.70***	.35**
情動的共感性尺度							
2 感情的暖かさ	.69	3.43 (.66)	3.90 (.32)	***		.55***	.33**
3 感情的冷淡さ	.66	3.31 (.59)	3.66 (.48)	**			.32**
4 感情的被影響性	.62	3.19 (.68)	3.61 (.63)	**			

** $p < .01$, *** $p < .001$

研究3—思いやりと相互独立性・相互協調性

思いやり尺度の概念的妥当性をさらに検討するために、研究3では自己認識にかかわる変数を取り上げた。近年の文化心理学の理論的分析によると、欧米の社会に存在する日常的習慣や社会制度、さらには様々な常識的理解の枠組みには、(1) 人とは周りから切り離され独立し、(2) 意見・態度・能力・動機・性格特性などといった永続性や一貫性をもった内的な属性によって定義づけられた存在であり、(3) その行動はこのような内的属性にしたがって、周囲に影響を与える手段である、というモデル(相互独立的自己観)に基づいて成り立っているものが多いとされる。これに対して、東洋の社会に存在する文化の諸要素には、(1) 人とは周囲と密接に結びつき、(2) そのような結びつきを通じて生まれる社会的関係性の中で定義づけられた存在であり、(3) その行動は社会的関係性に自らを調整していくものであるというモデル(相互協調的自己観)に基づいて成り立っているものが多いとされる(Markus & Kitayama, 1991b)。そして特に日本文化において思いやりに基づいた文化慣習が多く見られるというこれまでの知見から考察すると、相互協調的自己観は“思いやり”という形態をとって日本社会の中に歴史を通じて根付いてきたと考えられる。これら文化レベルの慣習に反映された自己観は、個人レベルの行動傾向にも反映されているであろう。なぜなら、行動傾向や性格特性などに見られる個人差は、当該の文化慣習や常識を受け入れ、それにそって行動したり、あるいはそれらを拒絶し、それと反するように行動したりする程度の個体間の分散のことであると考えられるからである。

思いやりとは相互協調性の一側面であるとする、各人の思いやりの心理傾向と相互協調性の間には強いつながりがあると予測できる。さらに、相互協調性と独立性とは一般に独立の次元であることから、思いやりは相互独立性とは結びついていないことが予測される。これらの予測を検証するために研究3では、研究1で開発した思いやり尺度と Singelis (1994) による相互独立性(independence)、相互協調性(interdependence) 尺度との間の相関を検討した。加えて、これらの心理傾向と各人の自尊心の程度との関連も検討した。思いやりが相互協調性の現れの1つの形態であるように、自尊感情は相互独立性の現れの

1つであるとしたら (Kwan, et al., 1997)、自尊傾向は相互独立性とは正の相関を持つが、相互協調性や思いやり傾向とは独立であろうと予測される。

方法

被験者と手続き

大学生男女 125 名 (男性 81 名, 女性 44 名, 年齢 18-23 才) に、思いやり尺度、Rosenberg (1965) の自尊心尺度 (山本他邦訳, 1982; Heine, 1996)²、Singelis (1994) による相互独立・相互協調性尺度の邦訳版 (Heine, 1996)³ に 5 件法 (1=全く当てはまらない、5=非常によく当てはまる) で回答させた。

結果

用いた 4 尺度の信頼性は、表 3 の α 欄に示したようにおおむね高いものであった。特に思いやり尺度は、研究 1 や 2 と同様、十分な信頼性を有していた。各尺度の平均値を男女別に分析したところ (表 3 参照)、思いやり尺度の得点は女性の方が高かったが、自尊心、相互独立性、協調性に関しては男女差は見られなかった。次いでこれら 4 変数の相関を見たところ、予測通り思いやりは相互協調性と ($r=.55, p<.001$)、自尊心は相互独立性と ($r=.30, p<.001$) それぞれ正の相関を示した。さらに、思いやりは自尊心や相互独立性とは相関を持たず ($r=.02, n.s., r=.06, n.s.$)、自尊心は相互協調性とは相関を持たなかった ($r=-.04, n.s.$)。最後に相互独立性と協調性の間には弱い負の相関が見られた ($r=-.19, p<.05$)。これらの結

² 山本他の訳 (1982) をもとに、Heine (1996) が訳出したものを用いた “全体的に私は自分自身に満足している” “私はもっと自尊心がもてればいいのになと思う” (逆転項目) など 10 項目。

³ 相互独立性尺度は “自立できることは私にとってとても重要なことである” “いろいろな面で他の人とは違うユニークな自分が好きである”、など 14 項目。相互協調性尺度は “自分の所属するグループの中で調和を保つことは私にとって大切である” “私はしばしば自分の業績よりも他人とのつきあいのほうが大切だと感じる”、など 15 項目。

果から、思いやりは相互協調性と、また自尊心は相互独立性と結びつき、ほぼ独立の因子を構成している様が窺われる。この点を確認するために、思いやり、相互協調性、自尊心、相互独立性の4変数を対象に主因子法による因子分析を行いバリマックス解を求めたところ、表4にまとめたように、前者2つは第1因子に、後者2つは第2因子に高い負荷を持った。この結果は、思いやりが相互協調性の下位概念を構成し、自尊心が相互独立性の下位概念を構成するという可能性と適合する。

表3 思いやり、自尊心、相互独立・協調尺度の信頼性、平均値と相関

	α	平均 (SD)				相関	
		男 (N=81)	女 (N=44)	性差	2	3	4
1 思いやり尺度	.83	3.09 (.54)	3.41 (.47)	**	.02	.06	.55***
2 自尊心	.82	3.35 (.75)	3.40 (.71)			.30***	-.04
3 相互独立	.68	3.35 (.44)	3.52 (.51)				-.19*
4 相互協調	.77	3.09 (.50)	3.10 (.61)				

*p<.05

**p<.01

*** p<.001

表4 思いやり尺度、自尊心尺度、相互独立・協調尺度の因子分析

第1因子 第2因子

	第1因子	第2因子
思いやり	.73	.11
相互協調	.79	-.17
自尊心	.01	.36
相互独立	-.05	.80
説明率(%)	28.9	20.4

総合考察

本研究では、日本文化における思いやりの概念の重要性を指摘した上で、思いやり傾向の個人差を測定する尺度を開発した。3つの独立のサンプルを対象にした調査からこの尺度は十分な信頼性を持つことが示された。次いで、尺度の妥当性を検討するために他の関連指標との相関を見たところ、思いやり傾向とともに向社会的行動傾向は増加し（研究1）、またそれは情動的共感性と高い正の相関を示した（研究2）。さらに、思いやりは相互協調性と正方向で相関するが、相互独立性や自尊心とはほぼ独立であること、そして後者2つは正方向で相関するため、思いやりと相互協調性、自尊心と相互独立性のそれぞれは高次の直交因子を構成することを示した（研究3）。今後この尺度を用いて、“相互思いやりの”と仮定される日本における人間関係の深層をより綿密に検討することが可能になるであろう。実際我々は、思いやり傾向とともに、向社会的行動傾向や他者からの援助傾向の主観的頻度が増加するという結果を得ている（Kitayama & Markus, 2000 にて報告）。この事実は、日本においては思いやり傾向は援助行動を動機づけるばかりでなく、他者からの援助を誘発するため互惠関係の予測因ともなっていることを示している。

従来の比較文化的アプローチの中では、相互協調性という高次の概念に注目した尺度（例えば伊藤, 1993; 木内, 1995; Singelis, 1994; 高田, 1995）が用いられてきた。これに対してわれわれは高次の概念である相互協調に含まれる要素の一つである“思いやり”に注目して尺度作成を行った相互協調の中には、伝統・規律・役割・協力などの様々な下位概念が含まれているが、この中でも思いやりは社会関係への情緒的関与の指標であると考えられる。今後は相互協調などの高次の概念に注目した尺度と同時に、思いやりなどの特定の側面に注目した尺度を併用することにより、より理論的な分析が可能になると考えられる。

最後に、思いやりなどの他者との情緒的関与は、人類に比較的共通に見られる特性であるとされている。例えば Smith (1976) は“sympathy”を仲間意識（fellow feeling）と名付け、集団の凝集性の基盤であるとした。今回我々は特に日本の文化慣習を勘案して思いやり尺度を作成したが、この尺度が日本以外の文化における社会関係への情緒的関与の程度の測定に際しどの程度の妥当性を持つかは、今後の研究により明らかにしていく必要がある。

る。そのような試みを通じて、社会関係への情緒的関与が個々の文化により多様な形式で育まれている様が明らかになることであろう。

引用文献

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). Multiple regression: Testing and interpreting interactions. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Alicke, M. D., Klotz, M. L., Breitenbecher, D. L., Yurak, T. J., & Vredenburg, D. S. (1995). Personal contact, individuation and the better than average effect. Journal of Personality and Social Psychology, 68, 804-825.
- Allport, G. W. (1955). Becoming: Basic considerations for psychology of personality. Yale University Press.
- Arkin, R. M., & Maruyama, G. M. (1979). Attribution, affect, and college exam performance. Journal of Educational Psychology, 71, 85-93.
- Aron, A., Aron, E. N., Tudor, M., & Nelson, G. (1991). Close relationships as including other in the self. Journal of Personality and Social Psychology, 60, 241-253.
- Aspinwall, L. G., & Taylor, S. E. (1992). Modeling cognitive adaptation: A longitudinal investigation of the impact of individual differences and coping on college adjustment and performance. Journal of Personality and Social Psychology, 63(6), 989-1003.
- 東洋 (1994). 日本人のしつけと教育 東京大学出版会
- Bagozzi, R. P., Wong, N., & Yi, Y. (1999). The role of culture and gender in the relationship between positive and negative affect. Cognition and Emotion, 13(6), 641-672.
- Bandura, A. (2000). Self-efficacy: The foundation of agency. In W. J. Perrig & A. Grob, (Eds.), Control of human behavior, mental processes, and consciousness: Essays in honor of the 60th birthday of August Flammer. (pp. 17-33). Mahwah,

NJ.

- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. Psychological-Bulletin, 117, 497-529.
- Baumeister, R. F., Tice, D. M., & Hutton, D. G. (1989). Self-presentational motivations and personality differences in self-esteem. Journal of Personality, 57, 547-579.
- Benson, C. (2000). The cultural psychology of self: Place, morality and art in human worlds. Routledge.
- Bosson, J. K., Swann, W. B., & Pennebaker, J. W. (2000). Stalking the perfect measure of implicit self-esteem: The blind men and the elephant revisited? Journal of Personality and Social Psychology, 79, 631-643
- Bradley, G. W. (1978). Self-serving biases in the attribution process: A reexamination of the fact or fiction question. Journal of Personality and Social Psychology, 36, 56-71.
- Brockner, J., & Chen, Y. R. (1996). The moderating roles of self-esteem and self-construal in reaction to a threat to the self: Evidence from the People's Republic of China and the United States. Journal of Personality and Social Psychology, 71, 603-615.
- Brown, J. D. (1986). Evaluation of self and others: Self-serving biases in social judgement. Social Cognition, 4, 353-376.
- Brown, J. D., & Dutton, K. A. (1994). From the top down: Self-esteem and self-evaluation. Unpubkished manuscript, University of Washington.
- Bruner, J. (1990) . Acts of meaning. Harvard University Press.
- Bruner, J. (1996) . The culture of education. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Brunstein, J. C. (1993). Personal goals and subjective well-being: A longitudinal study. Journal of Personality and Social Psychology, 65, 1061-1070.
- Campbell, A. (1981) . The sense of well-being in America. New York: McGraw-Hill.

- Campbell, J. D., Trapnell, P., Heine, S. J., Katz, I. M., Lavalley, L. F., & Lehman, D. R. (1996). "Self-concept clarity: Measurement, personality correlates, and cultural boundaries': Correction. Journal of Personality and Social Psychology, 70, 141-156.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. Psychological Bulletin, 98, 2, 310-357.
- Cole, M. (1996). Cultural psychology: A once and future discipline. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Colvin, C. R., & Block, J. (1994). Do positive illusions foster mental health? An examination of the Taylor and Brown formulation. Psychological Bulletin, 116, 3-20.
- Cooley, C. H. (1902). Human nature and the social order. New York: Charles Scribner's Sons.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1980). Influence of extraversion and neuroticism on subjective well-being: Happy and unhappy people. Journal of Personality and Social Psychology, 38, 668-678.
- Crocker, J., & Wolfe, C. T. (2001). Contingencies of self-worth. Psychological Review, 108, 593-623.
- D'Andrade, R. (2001). A cognitivist's view of the units debate in cultural anthropology. Cross-Cultural Research, 35, 242-257.
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidences for a multidimensional approach Journal of Personality and Social Psychology, 44, 113-126.
- Davis, M. H., & Stephan, W. G. (1980). Attribution for exam performance. Journal of Applied Social Psychology, 10, 235-248.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. American Psychologist, 55 (1), 34-43.

- Diener, E., & Diener, M. (1995). Cross cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. Journal of Personality and Social Psychology, 68, 653-663.
- Diener, E., Diener, M., & Diener, C. (1995). Factors predicting the subjective well-being of nations. Journal of Personality and Social Psychology, 69, 851-864.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. Journal of Personality Assessment, 49, 71-75.
- Diener, E., & Larsen, R. J. (1984). Temporal stability and cross-situational consistency of affective, behavioral, and cognitive responses. Journal of Personality and Social Psychology, 47, 871-883.
- Diener, E., Larsen, R. J., & Emmons, R. A. (1984). Person * Situation interactions: Choice of situations and congruence response models. Journal of Personality and Social Psychology, 47, 580-592.
- Diener, E., Lucas, R. E., Oishi, S. & Suh, E. M. (2002). Looking up and looking down: Weighting good and bad information in life satisfaction judgement. Personality and Social Psychology Bulletin, 28, 437-445.
- Diener, E., & Suh, E. M. (1999). National differences in subjective well-being. In D. Kahneman, E. Diener, & N. Schwarz (Eds.), Well-being: The foundations of hedonic psychology. (pp. 434-450). New York, NY, US: Russell Sage Foundation.
- Diener, E., & Suh, E. M. (2000). Cultural and subjective well-being, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Diener, E., Suh, E. M., Smith, H., & Shao, L. (1995). National differences in reported subjective well-being: Why do they occur? Social Indicators Research, 34, 7-32.
- 土居健郎 (1980). 甘えの構造 弘文堂
- Dunning, D., Meyerowitz, J. A., & Holzberg, A. D. (1989). Ambiguity and self-evaluation. Journal of Personality and Social Psychology, 57, 1082-1090.

- Eagly, A., & Cheiken, S. (1993). The psychology of attitude. International Thompson Publishing.
- Ekman, P. (1992). An argument for basic emotions. *Cognition and Emotion*, 6, 169-200.
- アイゼンバーグ N. ・マッセン P. H. 菊池章夫・二宮克美 (訳) (1991). 思いやり行動の発達心理 金子書房 (Eisenberg, N., & Mussen, P. H. 1989 The roots of prosocial behavior in children. Cambridge University Press.)
- Emmons, R. A. (1986). Personal strivings: An approach to personality and subjective well-being. Journal of Personality and Social Psychology, 51, 1058-1068.
- Emmons, R. A. (1991). Personal strivings, daily life events, and psychological and physical well-being. Journal of Personality, 59, 453-472.
- 遠藤由美 (1995). 精神的健康の指標としての自己をめぐる議論 社会心理学研究, 11, 2, 134-144.
- 遠藤由美 (1997). 親密な関係性における高揚と相対的自己卑下 心理学研究, 68, 387-395.
- Festinger, L. (1957). A theory of cognitive dissonance. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Fiske, A. P., Kitayama, S., Markus, H. R., & Nisbett, R. E. (1998). The cultural matrix of social psychology. In D. Gilbert, S. Fiske, and G. Lindzey (Eds.), The handbook of social psychology, 41th edition, Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Fry, P. S., & Ghosh, R. (1980). Attributions of success and failure: Comparison of cultural differences between Asian and Caucasian children. Journal of Cross Cultural Psychology, 11, 343-363.
- Geertz, C. (1973). The interpretation of culture: Selected essays. New York: Basic Books.
- Gibson, J. J. (1979). Ecological approach to visual perception. Boston: Houghton Mifflin.
- ゴードン, L.V. ・菊池章夫 (1981). 増補版・価値の比較社会心理学：理論と

測定法 川島書店

- Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. (1995). Implicit social cognition: Attitudes, self-esteem, and stereotypes. Psychological Review, 102, 4-27.
- Greenwald, A. G., & Farnham, S. D. (2000). Using the Implicit Association Test to measure self-esteem and self-concept. Journal of Personality and Social Psychology, 79, 1022-1038.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Shwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: The implicit association test. Journal of Personality and Social Psychology, 74, 1464-1480.
- Griffin, D., & Gonzalez, R. (1995). Correlational analysis of dyad-level data in the exchangeable case. Psychological Bulletin, 118, 3, 430-439.
- Grob, A. (1995). Subjective well-being and significant life events across the life span. Swiss Journal of Psychology, 54, 3-18.
- Guerin, B. (1994). What do people think about the risks of driving? Implications for traffic safety interventions. Journal of Applied Social Psychology, 24, 994 - 1021.
- 浜口恵俊 (1988). “日本らしさ”の再発見 講談社
- 原田純治・狩野素朗 (1980). 援助行動に及ぼすパーソナリティ要因の効果 九州大学教育学部紀要（教育心理学部門）25, 1, 83-88.
- Headey, B., & Wearing, A. (1989). Personality, life events, and subjective well-being: Toward a dynamic equilibrium model. Journal of Personality and Social Psychology, 57, 731-739.
- Heine, S. J. (1996). Culture and the need for positive self-regard: The Japanese case. Unpublished doctoral dissertation University of British Columbia.
- Heine, S. J., Kitayama, S., Lehman, D. R., Takata, T., Ide, E., Leung, C., & Matsumoto, H. (2001). Divergent consequences of success and failure in Japan and North America: An investigation of self-improving motivation and malleable

- selves. Journal of Personality and Social Psychology, 81, 599-615.
- Heine, S. J., & Lehman, D. R. (1997). The cultural construction of self-enhancement: An examination of group-serving biases. Journal of Personality and Social Psychology, 72, 1268-1283.
- Heine, S. J., Lehman, D. R., Markus, H. R., & Kitayama, S. (1999). Is there a universal need for positive self-regard? Psychological Review, 106, 766-794.
- Heine, S. J., Lehman, D. R., Peng, K., & Greenholtz, J. (2002). What's wrong with cross-cultural comparisons of subjective Likert scales: The reference-group problem. Journal of Personality and Social Psychology, 82, 903-918.
- Hetts, J. J., Sakuma, M., Pelham, B. W. (1999). Two roads to positive regard: Implicit and explicit self-evaluation and culture. Journal of Experimental Social Psychology, 35, 512-559.
- 久田満・千田茂博・箕口雅博 (1989). 学生用ソーシャル・サポート尺度作成の試み (1) 日本心理学会第30回大会発表論文集, 143-146.
- Hoffman, M. L. (1975). Altruistic behavior and the parent-child relationship. Journal of Personality and Social Psychology, 31, 937-943.
- Hong, Y.Y., Morris, M.W., Chiu, C., & Benet-Martinez, V. (2000). Multicultural minds: A dynamic constructivist approach to culture and cognition. American Psychologist, 55, 709-720.
- Hoorens, V., Nuttin, J. M., Herman, I.E., & Pavakanun, U. (1990). Mastery pleasure versus mere ownership: A quasi-experimental cross-alphabetical test of the name letter effect. European Journal of Social Psychology, 20, 181-205.
- 伊東秀章 (1996). 援助行動の質—援助の質の高さと関連する性格特性とジェンダー— 実験社会心理学研究, 36, 261-272.
- 伊藤美奈子 (1993). 個人志向性・社会志向性尺度の作成及び信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 64, 115-122.

- Iwao, S. (1997). Consistency orientation and models of social behavior: Is it not time for West to meet East? Japanese Psychological Research, 39, 323-332.
- Iyengar, S. S., & Lepper, M. R. (1999). Rethinking the value of choice: A cultural perspective on intrinsic motivation. Journal of Personality and Social Psychology, 76, 349-366.
- James, W. (1890). The Principles of Psychology. New York; Henry Holt.
- Ji, L., Nisbett, R. E., & Su, Y. (2001) Culture, change, and prediction. Psychological Science, 12, 450-456.
- Johnson, M. M. S. (1986). The initial letter effect: Ego-attachment or mere exposure? Unpublished doctoral dissertation, Ohio State University.
- Kahneman, D. (1999). Objective happiness. In D. Kahneman, E. Diener, & N. Schwartz (Eds.), Well-being: The foundations of hedonic psychology (pp. 3-25). New York: Russell Sage Foundation.
- Kanagawa, C., Cross, S. E., & Markus, H. R. (2000). "Who am I?" The cultural psychology of the conceptual self. Personality and Social Psychology Bulletin, 27, 90-103.
- 加藤隆勝・高木秀明 (1980). 青年期における情動的共感性の特質 筑波大学心理学研究, 2, 33-42.
- Kelly, H. H. (1973). The process of causal attribution. American Psychologist, 28, 107-128.
- 菊池章夫 (1988). 思いやりを科学する—向社会的行動の心理とスキル— 川島書店
- 菊池章夫 (1998). また/思いやりを科学する 川島書店
- 木村敏 (1972). 人と人との間: 精神病理学的日本論 弘文堂.
- 北山忍 (1998). 自己と感情: 文化心理学による問いかけ 共立出版.
- Kitayama, S. (2002). Culture and basic psychological processes--Toward a system view of culture: Comment on Oyserman et al. (2002). Psychological Bulletin, 128,

89-96.

Kitayama, S., Duffy, S., Kawamura, T., & Larsen, J. (in press). Perceiving an object and its context in different cultures: A cultural look at new look. Psychological Science.

Kitayama, S., & Ishii, K. (2002). Word and voice: Spontaneous attention to emotional utterances in two languages. *Cognition and Emotion*, 16, 29-59.

北山忍・唐澤真弓 (1995) . 自己 : 文化心理学的視座 実験社会心理学研究, 35, 133-163.

北山忍・唐澤真弓 (1996) . 感情の文化心理学 児童心理学の進歩, 35, 271-301. 金子書房.

Kitayama, S., & Karasawa, M. (1997). Implicit self-esteem in Japan: Name letters and birthday numbers. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23, 736-742.

Kitayama, S., & Markus, H. R. (1999). Yin and yang of the Japanese self: The cultural psychology of personality coherence. In D. Cervone & Y. Shoda (Eds.) The coherence of personality: Social cognitive bases of personality consistency, variability, and organization (pp. 242-302). New York: Guilford.

Kitayama, S., & Markus, H. R. (2000). The pursuit of happiness and the realization of sympathy: Cultural patterns of self, social relations, and well-being. In E. Diener, & Suh, E. M. (ed.). Subjective well-being across cultures (pp. 113-162). Cambridge, MA: MIT Press.

Kitayama, S., & Markus, H. R., & Kurokawa, M. (2000). Culture, emotion, and well-being: Good feelings in Japan and the United States. Cognition and Emotion, 14, 93-124.

Kitayama, S., Markus, H. R., Matsumoto, H., Norasakkunkit, V. (1997). Individual and collective processes in the construction of the self: Self-enhancement in the United States and self-criticism in Japan. Journal of Personality and Social Psychology, 72, 1245-1267.

- Kitayama, S., Mesquita, B., & Karasawa, M. (2002). Socio-emotional shaping of independent and interdependent selves: Intensity of experiencing engaging and disengaging emotions in two culture. Unpublished manuscript, Kyoto University.
- 北山忍・宮本百合 (2000). 文化心理学と洋の東西の巨視的比較—現代的意義と実証的知見—心理学評論, 43, 57-81.
- 北山忍・高木浩人・松本寿弥 (1995). 成功と失敗の帰因: 日本の自己の文化心理学 心理学評論, 38, 247-280.
- Kitayama, S., & Uchida, Y. (in press). Explicit self-criticism and implicit self-regard: Evaluating self and friend in two cultures. Journal of Experimental Social Psychology.
- 木内亜紀 (1995). 独立・相互依存的自己理解尺度の作成及び信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 66, 100-106.
- Koole, S. L., Dijksterhuis, A., & van Knippenberg, A. (2001). What's in a name: Implicit self-esteem and the automatic self. Journal of Personality and Social Psychology, 80, 669-685.
- Kwan, V. S. Y., Bond, M. H., & Singelis, T. M. (1997). Pancultural explanations for life satisfaction: Adding relationship harmony to self-esteem. Journal of Personality and Social Psychology, 73, 1038-1051.
- Larson, J. R. (1977). Evidences for a self-serving bias in the attribution of causality. Journal of Personality, 45, 430-441.
- Leary, M. R., Tambor, E. S., Terdal, S. K., & Downs, D. L. (1995). Self-esteem as an interpersonal monitor: The sociometer hypothesis. Journal of Personality and Social Psychology, 68, 518-530.
- Lebra, T. S. (1976). Japanese patterns of behavior. Honolulu: An East-West Center Book.
- Lu, L. (1997). Social support, reciprocity, and well-being. Journal of Social Psychology,

137, 618-628.

- Lu, L. (1999). Personal or environmental causes of happiness: A longitudinal analysis. Journal of Social Psychology, 139, 79-90.
- Markus, H. R., Mullally, P. R., & Kitayama, S. (1997). Selfways: Diversity in modes of cultural participation. In Neisser, U. , & Jopling, D. A. (Eds.), The conceptual self in context: Culture, experience, self-understanding. The Emory symposia in cognition. (pp. 13-61). New York: Cambridge University Press.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991a). Cultural variation in the self-concept. In G. R. Goethals & J. Strauss (Eds.) , Multidisciplinary perspectives on the self. (pp. 18-48). New York: Springer-Verlag.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991b). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. Psychological Review, 98, 224-253.
- Markus, H.R., Kitayama, S., & Heiman, R. J. (1997). Culture and basic psychological principles. In E. T. Higgins & A. W. Kruglanski (Eds.), Social Psychology: Handbook of basic principles (pp. 857-913). New York: Guilford.
- Masuda, T., & Nisbett, R. E. (2001). Attending holistically versus analytically: Comparing the context sensitivity of Japanese and Americans. Journal of Personality and Social Psychology, 81, 922-934.
- Matsumoto, H., & Kitayama, S. (1999). False uniqueness effect in Japan and the United States: Effects of culture and domains. Unpublished manuscript. Kyoto University.
- McKenna, F. P., Myers, L. B. (1997). Illusory self-assessment: Can they be reduced? British Journal of Psychology, 88, 39-51.
- Mead, G. H. (1934). Mind, self, and society. Chicago: University of Chicago Press.
- Mehrabian, A., & Epstein, N. (1972). A measure of emotional empathy. Journal of Personality, 40, 523-543.
- Mesquita, B., & Karasawa, M. (2002). Different emotional lives. Cognition and

Emotion, 16, 127-141.

Michalos, A. C. (1991). Global report on student well-being (Vols. 1-4). New York: Springer-Verlag.

Miller, D. T. (1976). Ego involvement and attribution for success and failure. Journal of Personality and Social Psychology, 34, 901-906.

Miller, D. T., & Ross, M. (1975). Self-serving biases in the attribution of causality: Fact or fiction? Psychological Bulletin, 82, 213-225.

Miller, J. G., & Bersoff, D. M. (1994). Cultural influences on the moral status of reciprocity and the discounting of endogenous motivation. Personality and Social Psychology Bulletin, 20, 592-602.

Mills, J. & Clark, M. S. (1994). Communal and exchange relationships: Controversies and research. In R. Erber and R. Gilmour (Eds.), Theoretical Frameworks for Personal Relationships. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum, Associates.

Miyamoto, M. (1985). Parents' and children's beliefs and children's achievement and development. In R. Diaz-Guerrero (Ed.), Cross-cultural and national studies in social psychology (pp. 209-223). North-Holland: Elsevier Science Publishers.

Miyamoto, Y., & Kitayama, S. (2002). Cultural variation in correspondence bias: The critical role of attitude diagnosticity of socially constrained behavior. Journal of Personality and Social Psychology, 83, 1239-1248.

Morling, B., Kitayama, S., & Miyamoto, Y. (2002). Cultural practice emphasize influence in the United States and adjustment in Japan. Personality and Social Psychology Bulletin, 28, 311-323.

村本由紀子・山口勸 (1997). もうひとつの self-serving bias: 日本人の帰属における自己卑下・集団奉仕傾向の共存と意味について 実験社会心理学研究, 37, 65-75.

室山晴美・堀野緑 (1994). 行動場面における課題認知・対人認知の形成と変容 教育心理学研究, 42, 270-280.

- Myers, D. G., & Diener, E. (1995). Who is happy? *Psychological Science*, 6, 10-19.
- Myers, D. G. (2000). The funds, friends, and faith of happy people. *American Psychologist*, 55, 56-67.
- Nisbett, R. E., & Cohen, D. (1996). Culture of honor: The psychology of violence in the South. Boulder, CO: Westview Press.
- Nuttin, J. M., Jr. (1985). Narcissism beyond Gestalt and awareness: The name letter effect. *European Journal of Social Psychology*, 15, 353-361.
- Nuttin, J. M., Jr. (1987). Affective consequences of mere ownership: The name letter effect in twelve European languages. *European Journal of Social Psychology*, 17, 318-402.
- Oishi, S. (2002). Experiencing and remembering of well-being: A cross-cultural analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27, 1674-1682.
- Oishi, S., & Diener, E. (2001). Goals, culture, and subjective well-being. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27, 1674-1682.
- Oishi, S., Diener, E., Suh, E., & Lucas, R. E. (1999) Value as a moderator in subjective well-being. *Journal of Personality*, 67, 57-184.
- Peng, K., Nisbett, R. E., & Wong, N. Y. C. (1997). Validity problems comparing values across cultures and possible solutions. *Psychological Methods*, 2, 329-344.
- Rosenberg, M. (1965). Society and the adolescent self-image. Princeton: Princeton University Press.
- Rosenberger, N. R. (1992). Japanese sense of self. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ross, M., Xun, W. Q. E., & Wilson, A. E. (2002). Language and the bicultural self. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 1040-1050.
- Ryan, R. M., Sheldon, K. M., Kasser, T., & Deci, E. L. (1996). All goals are not created equal: An organismic perspective on the nature of goals and their regulation. In P. M. Gollwitzer & J. A. Bargh, (Eds.), The psychology of action: Linking

cognition and motivation to behavior. (pp. 7-26). New York, NY, US: The Guilford Press.

Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M (1995). The structure of psychological well-being revisited. Journal of Personality and Social Psychology, 69, 719-727.

Saito, K., & Kitayama, S. (2002). The perception of emotional supports exchanged between friends. Paper presented at International Symposium on the Socio-Cultural Foundations of Cognition, Kyoto University.

桜井茂男 (1988). 大学生における共感と援助行動の関係 奈良教育大学紀要, 37, 1 (人文・社会) 149-153.

Sarason, B. R., Shearin, E. N., Peirce, G. R., & Sarason, I. G. (1987). Interrelations of social support measures: Theoretical and practical implications. Journal of Personality and Social Psychology, 52, 813-832.

Sandvik, E., Diener, E., & Seidlitz, L. (1993). Subjective well-being: The convergence and stability of self-report and non-self-report measures. Journal of Personality, 61, 317-342.

Seligman, M. E. P. (2000). Positive psychology. In J. E. Gillham, (Ed), The science of optimism and hope: Research essays in honor of Martin E. P. Seligman. Laws of life symposia series. (pp.415-429). Philadelphia, PA; Templeton Foundation Press.

Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. American Psychologist, 55, 5-14.

鹿内啓子 (1978). 成功・失敗の帰因作用に及ぼす Self-Esteem の影響 実験社会心理学研究, 18, 35-46.

鹿内啓子 (1983). 他者の成功・失敗の因果帰属に及ぼす Self-Esteem の影響 実験社会心理学研究, 23, 27-37.

鹿内啓子 (1984). 他者の成功・失敗の因果帰属に及ぼす Self-Esteem および自己の成功・失敗の影響 実験社会心理学研究, 24, 37-46.

- Shweder, R. A., & Bourne, E. J. (1984). Does the concept of the person vary cross-culturally? In R. A. Shweder & R. A. Levine (Eds.), Culture theory: Essays on mind, self, and emotion. Cambridge, England: Cambridge University Press. Pp. 158-199.
- Shweder, R. A., & Sullivan, M. A. (1993). Cultural psychology: Who needs it? Annual Review of Psychology, 44, 497-523.
- Singelis, T. M. (1994). The measurement of independent and interdependent self-construals. Personality and Social Psychology Bulletin, 20, 580-591.
- Smith, A. (D.D. Raphael and A.L. Macfie, Eds.) (1976). The theory of moral sentiments. York :Oxford University Press.
- Steele, C. (1988). The psychology of self-affirmation: Sustaining the integrity of the self. In L. Berkowitz (Ed.). Advances in experimental social psychology, vol 21. San Diego: Academic Press. pp. 181-227.
- Stotland, E (1969). Exploratory investigations of empathy. In L. Berkowitz (Ed.), Advances in Experimental Social Psychology, vol.4. New York: Academic Press. Pp.271-314.
- 杉森伸吉 (1996). 共感性と向社会的行動 児童心理学の進歩, 35, 158-192.
- Suh, E. M. (2002). Culture, identity consistency, and subjective well-being. Journal of Personality and Social Psychology, 83, 1378-1391.
- Suh, E., M., & Diener, E. (1999). The use of emotion and social appraisal information in life satisfaction judgements: Joining culture, personality, and situational influences. Manuscript in preparation. University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Suh, E., M., Diener, E., Oishi, S., & Triandis, H. C. (1998). The shifting basis of life satisfaction judgments across cultures: Emotions versus norms. Journal of Personality and Social Psychology, 74, 2, 482-493.
- 鈴木隆子 (1992). 向社会的行動に影響する諸要因—共感性・社会的スキル・外

- 向性— 実験社会心理学研究, 32, 71-84.
- 鈴木孝夫 (1973). ことばと文化 岩波書店.
- 高木修 (1998). 人を助ける心-援助行動の社会心理学 サイエンス社
- 高野陽太郎・櫻坂英子 (1999). 日本人はアメリカ人より集団主義的か？—データに支持されない通説 対人行動学研究, 16, 2-4.
- 高田利武 (1987). 社会的比較における自己卑下の傾向 実験社会心理学研究, 27, 27-36.
- 高田利武 (1995). 日本的自己の構造-下位様態と世代差-心理学研究, 66, 3, 213-218.
- Taylor, S. E., & Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social psychological perspective on mental health. Psychological Bulletin, 103, 193-210.
- Tesser, A. (1986). Some effect of self-evaluation maintenance on cognition and action. In R. M. Sorrentino & E. T. Higgins (Eds.), Handbook of motivation and cognition: Foundations of social behavior, 435-464. Guilford Press.
- Tetlock, P. E., & Manstead, A. S. (1985). Impression management versus intrapsychic explanations in social psychology: A useful dichotomy? Psychological Review, 92, 59-77.
- Tomasello, M. (1999). The cultural origins of human cognition. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Travis, C. (1998). Omoiyari as a core Japanese value: Japanese-style empathy? In A. Angeliki & T. Elzbieta (Eds.), Speaking of emotions: Conceptualization and expression. Berlin: Mouton de GruyterPp.55-81.
- Triandis, H. C. (1989). The self and social behavior in differing cultural contexts. Psychological Review, 96, 506-520.
- Triandis, H. C. (1995). Individualism and collectivism. Boulder , Co: Westview Press.
- Uchida, Y. (2002). Culture and implicit self-construals. Paper presented at International Symposium on the Socio-Cultural Foundations of Cognition, Kyoto University.

- 内田由紀子・北山忍 (2001). 思いやり尺度の作成と妥当性の検討. 心理学研究, 72, 275-282.
- Uchida, Y., Kitayama, S., Mesquita, B., & Rayes, J. A. (2001). Interpersonal sources of happiness: The relative significance in three cultures. Paper presented at 13th Annual convention of the American Psychological Society, Toronto, Canada.
- Uchino, B. N., Cacioppo, J. T., & Kiecolt-Glaser, J. K. (1996). The relationship between social support and physiological processes: A review with emphasis on underlying mechanisms and implications for health. Psychological Bulletin, 119, 3, 488-531.
- Veenhoven, R. (1991). Is happiness relative? Social Indicators Research, 24, 1-34
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegan, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. Journal of Personality and Social Psychology, 54, 1063-1070.
- 和辻哲郎 (1935) 風土：人類学的考察 岩波文庫
- ヴェーバー M. 大塚久夫 (訳) 1989 プロテスタンティズムの倫理と資本主義の精神 岩波書店 (Weber, M. 1920 Die protestantische Ethik und der "Geist" des Kapitalismus, Gesammelte Aufsätze zur Religionssoziologie, Bd. 1, SS. 17-206.)
- Weisz, J. R., Rothbaum, F. M., & Blackburn, T. C. (1984). Standing out and standing in: The psychology of control in America and Japan. American Psychologist, 39, 955-969.
- Wilson, W. (1967). Correlates of avowed happiness. Psychological Bulletin, 67, 294-306.
- Yamagishi, T., & Yamagishi, M. (1994). Trust and commitment in the United States and Japan. Motivation and Emotion, 18, 129-166.
- 山口勸 (編著) (1998) 社会心理学:アジア的視点から 三訂版 放送大学教育振興会

- 山口勸・村上史朗 (2000). 日本における肯定的自己概念: 暗黙の連合テストを用いた検討 日本グループ・ダイナミクス学会第48回大会発表論文集, 143-146.
- 山本真理子・松井豊・山成由紀子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30, 64-68.
- Yamauchi, H. (1988). Effects of actor's and observer's roles on causal attributions by Japanese subjects for success and failure in competitive situations. Psychological Reports, 63, 619-626.
- Zajonce, R. B. (1968). Attitudinal effects of mere exposure. Journal of Personality and Social Psychology, 9 (No.2, Pt. 2).
- Zuckerman, M. (1979). Attribution of success and failure revisited, or: The motivational bias is alive and well in attribution theory. Journal of Personality, 47, 245-287.

要旨

本研究では人の心の働きは社会・文化に参加することを通じて形作られるという文化心理学の理論的枠組みに準拠し、特に日米における幸福感・自己知覚に着目したいくつかの実証研究を通して、文化に適応する結果として獲得される心理メカニズムの解明を試みた。

まず第1部で、理論的依拠となる文化心理学の理論と、その実証研究の方法について概観した。

第2部では、対人関係の文化的性質とそこから派生する幸福感との関わりについて検証した。第1章ではこれまでの実証研究で得られた知見を分析し、欧米における幸福感は自己の内的望ましさの最大化によって定義され、自尊心によって強く予測されることが明らかになっているのに対して、東洋における幸福感は関係内要素の平衡化によって定義づけられ、他者との結びつきを感じるによって得られていることを述べた。そして第2章の実証研究では、日本においてはアメリカよりも他者からの情緒的サポートの受け取りという相互協調的対人関係の知覚が重要な要素となっており、そこから幸福感が得られているという仮説を検討した。

第3部においては、自己評価をとりあげた。第1章で、アメリカの文化的状況においては常に自己が肯定的に評価されるのに対して、日本の文化的状況においては、自己を直接の評価対象とするような「明示的」指標では自己批判的な傾向が、自己を直接の評価対象としない「暗黙の」指標では肯定的自己評価がみられることを概観した。そして第2章から第4章までの実証研究を通じて、明示的自己評価はアメリカでアジアより高いが、暗黙の自己評価に関してはアジアでもアメリカと同程度に肯定的であること、そして双方の自己評価プロセスが対人関係との関わりを基盤として構成されているため、日本における二つの自己評価の傾向は一見矛盾するが、相互協調的社会関係の枠組みから考察した場合には、二つが共存しうることを検討した。

最後に本論文で示された知見を統合し、自己システムと文化がどのような関係を持つのかについての考察を加え、今後の展望を述べた。

論文目録

本論文で行われた実証研究の一部は、平成12年度から平成14年度までの日本学術振興会特別研究員奨励費研究 研究課題「日本文化における暗黙の自己愛着—思いやりとの関係」における科学研究費補助金（特別研究員奨励費）の助成を受けて行われた。

本研究で報告した実証研究の一部は、国内外での学会発表および学会誌にて公表している。以下がそれぞれの発表タイトルおよび学会名、掲載誌名である。

第2部第1章 文化と幸福感—理論的枠組みと実証研究のレビュー—

Yukiko Uchida, Vinai Norasakkunkit, and Shinobu Kitayama (in press). Cultural Constructions of Happiness: Theory and Empirical Evidence. Journal of Happiness Studies.

第2部第2章 実証研究 幸福感の文化多様性—主観的判断と間主観的状态—

Yukiko Uchida, Shinobu Kitayama, Batja Mesquita, Jose Alberto Reyes, and Beth Morling (2002). Correlates of happiness in different cultures: Self-esteem, social engagement, and physical health. 10th Ontario Symposium on Culture and Social Behavior, University of Western Ontario in London, Canada.

Yukiko Uchida, Shinobu Kitayama, Batja Mesquita, and Jose Alberto Reyes (2001). Interpersonal sources of happiness: The relative significance in three cultures. 13th Annual convention of the American Psychological Society, Toronto, Canada.

内田由紀子・北山忍 (2000) . 文化と主観的幸福感 -日本における自尊心と他者との情緒的つながりの役割- 日本心理学会第64回大会 京都大学

Yukiko Uchida and Shinobu Kitayama (1999). Sympathy and interpersonal relationship in Japan. Third Conference of the Asian Association of Social Psychology, Academia Sinica, Taipei, Taiwan

第3部第2章 実証研究 文化と暗黙の自己評価—日本・アメリカ・フィリピンにおけるネームレター効果の検証—

Yukiko Uchida and Shinobu Kitayama (2002). An implicit source of implicit self-esteem: social engagement and name letter effect. (シンポジウム：Implicit self-esteem: 'There's just something about me like'における発表) Third Annual Meeting of the Society for Personality and Social Psychology Savannah, Georgia, the United States

第3部第3章 実証研究 日本文化における暗黙の自己愛着—ネームレター効果と思いやり傾向の関係—

内田由紀子 (2000) . 日本における暗黙の自己愛着 (シンポジウム＜自己高揚は普遍的か＞) 日本社会心理学会第41回大会 関西大学

内田由紀子 (2000) . 日米における対人関係の性質と自己 (ワークショップ＜関係性の心理学：自己と集団を結ぶ視点＞) 日本グループ・ダイナミックス学会第48回大会 東洋大学

Shinobu Kitayama and Yukiko Uchida (1999). Implicit self-attachment as sympathy to the self: Japanese constructions of the self. Third Conference of the Asian Association of Social Psychology, Academia Sinica, Taipei, Taiwan.

第3部第4章 実証研究 明示的自己評価と暗黙の自己愛着—日米における自己・友人評価の検討—

Shinobu Kitayama and Yukiko Uchida (in press). When implicit and explicit self-evaluations fail to converge: evaluating self and friend in two cultures. Journal of Experimental Social Psychology.

Yukiko Uchida and Shinobu Kitayama (2000). Implicit self-attachment in Japan: An examination with an Implicit Association Test. In Proceedings of the 13th Toyota Conference on Affective Minds. Oxford: Elsevier Science. p147-151.

内田由紀子・北山忍 (2001) . 日米における自己評価の様相：明示・暗黙の課題による検討 日本社会心理学会第42回大会 愛知学院大学

内田由紀子・北山忍 (1999) . 日本人における暗黙の自己愛着 -暗黙の連合テストによ

る検討- 日本心理学会第 63 回大会 中京大学

付録 思いやり尺度の作成と妥当性の検討

内田 由紀子・北山 忍 (2001) . 思いやり尺度の作成と妥当性の検討 心理
学研究, 72 巻, 4 号, p275-282.

北山忍・内田由紀子 (1998) . 日本的自己と相互思いやりの人間関係 尺度作成と仮説の
検証 日本グループ・ダイナミックス学会第 46 回大会

謝辞

本論文作成の過程においては、数多くの方々のご指導とご協力を頂きました。

まず学部時代からの6年間にわたってご指導を賜りました指導教官である北山忍先生に、あらためて深い感謝を申し上げたいと思います。本論文で行われた研究のアイディアは北山先生とのディスカッションを通して得られたものであり、実際の研究遂行時においても多くのアドバイスをいただきました。先生が研究者としての第一歩を踏み出す後押しと援助を与えてくださったことによって多くの興味深い知見に触れることができ、海外での研究の機会にも恵まれました。先生との出会いは心理学、そして研究の道との出会いそのものであったと思います。ここに、心からの感謝の意を記したいと思います。

また、本論文の主査である山梨正明先生、副査である杉万俊夫先生にも多くの助言をいただきました。特に、本論文の公聴会におきましては、他の視点からの様々な貴重なご意見をいただくことができ、心より感謝いたしております。先生方のご意見は、今後の研究の方向性を考える上での大きな指針となることと思います。

日頃から貴重なアドバイスやコメントをくださっている、村本由紀子先生、渡部幹先生にも改めて感謝を申し上げます。先生方がミーティングや学会時に下さったコメントやアドバイスにより、多くの刺激を受けることが出来ました。そして日頃から大変お世話になっている人間情報論分野事務の宮下和美さんにも深謝いたします。宮下さんの励ましとサポートにより、研究遂行における大きな力を得ることができました。

また、本研究でのデータ収集には、数多くの方々の協力がありました。本論文での共同研究者であるアメリカウエイクフォレスト大学の Batja Mesquita 先生、フィリピンデ・サール大学の Jose Reyes 先生には実験デザインの設定から研究遂行、論文作成にいたるまで、大変お世話になりました。また、アメリカスタンフォード大学の Hazel Markus 先生にも研究についての多くのアイディアを与えて頂きました。さらには、実験のフィールドを提供して下さった中和さんをはじめとする関西外国語大学の国際交流科の皆様にも御礼申し上げます。

そして、日々のディスカッションを通じてたくさんのアドバイスとコメントをくださった北山研究室のメンバーに感謝したいと思います。特に石井敬子さん、宮本百合さんには、

常日頃から多くのコメントとサポートをいただきました。お二人の存在があつてこそ、研究に対するモチベーションを継続していくことができたと思います。また、データ収集に協力してくださり、コメントをくださった増田貴彦さん、松本寿弥さん、川村匡さん、横田慎介さん、齋藤耕太さん、仲間大輔さん、山本大輔さん、バーテル万里子さん、そして幸福感研究についての貴重なコメントをくださった、Vinai Norasakkunkit さんにも厚く御礼申し上げます。

諸先生方や、北山研究室でのメンバーなど、周囲の環境に恵まれたことは本当に幸運であったと思います。多くの人の協力に支えられていることを心に留め、今後少しでも価値ある研究を行っていけるよう、研究に邁進していきたいと思います。